



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

# **A Relevância da Liquidez, Cointegração e Contágio dos Mercados de Valores da Região LAC**

Rui Manuel Teixeira Santos Dias

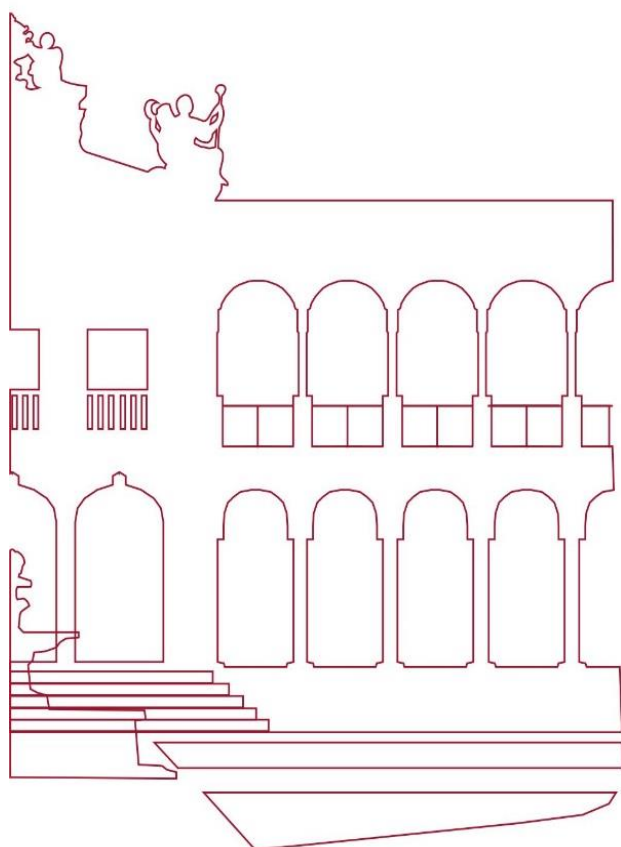
ORIENTADORES:

*Professor Doutor Jacinto António Setúbal Vidigal Silva*

*Profª Doutora Andreia Teixeira Marques Dionísio*

Tese apresentada à Universidade de Évora para obtenção do Grau de Doutor em Gestão

ÉVORA, JULHO, 2018



INSTITUTO DE INVESTIGAÇÃO E FORMAÇÃO AVANÇADA

# **A Relevância da Liquidez, Cointegração e Contágio dos Mercados de Valores da Região LAC**

*Rui Manuel Teixeira Santos Dias*

Orientadores:

Professor Doutor Jacinto António Setúbal Vidigal Silva

Prof<sup>a</sup> Doutora Andreia Teixeira Marques Dionísio

Tese apresentada à Universidade de Évora para obtenção do Grau de Doutor em  
Gestão

ÉVORA, JULHO, 2018

## **Agradecimentos**

No momento da conclusão deste trabalho de investigação, gostaria de manifestar a minha gratidão a todos aqueles que me acompanharam ao longo deste percurso e que de alguma forma contribuíram para a sua concretização. Na impossibilidade de enumerar todos, gostaria de agradecer, em especial, a algumas pessoas que se revelaram determinantes em todo este processo.

Os primeiros agradecimentos serão dedicados aos meus orientadores, Professor Doutor Jacinto Vidigal e Prof<sup>a</sup> Doutora Andreia Dionísio, pela amizade demonstrada, pela preciosa orientação, pelas sugestões e críticas, que ajudaram a ultrapassar as dificuldades com que nos deparámos ao longo deste trabalho de investigação, mas acima de tudo por acreditarem em mim.

À Universidade de Évora, pelo apoio institucional dispensado neste percurso, designadamente o Centro de Estudos e Formação Avançada em Gestão e Economia – CEFAGE.

Ao meu amigo José Abreu pela sua disponibilidade e, boa vontade que sempre demonstrou.

Por fim, deixo um sentimento muito especial a quem é responsável, por tudo de bom, que tem acontecido na minha vida: à Cristina Vasco uma mulher de armas, que tem lutado contra tudo e contra todos, a quem tantas vezes não dispensei a atenção merecida, mas sempre soube, através da compreensão e, do seu apoio incondicional, encontrar as palavras de estímulo e de motivação, em particular nos momentos mais difíceis. Aos pais da Cristina, Senhor Mário Vasco e Senhora Isaura Vasco pelo apoio incondicional e também por terem acreditado em mim. Aos meus pais, Rui Américo Teixeira Santos Dias e Maria de Lurdes Teixeira Santos Dias que deixaram, deixam e sempre deixarão muitas saudades e a quem dedico este trabalho de investigação.

# **A Relevância da Liquidez, Cointegração e Contágio nos Mercados de Valores da Região LAC**

## **Resumo**

Este trabalho de investigação compreende quatro ensaios interligados que analisam os mercados financeiros da América Latina. O ensaio I examina a integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e CFG. Para se realizar tal análise pretende-se dar resposta a duas questões, designadamente saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina exibem níveis de integração significativos em períodos de crise financeira?; e, (ii) caso existam memórias longas persistentes nas séries de dados, será que está em causa a diversificação do risco das carteiras?. O ensaio II estuda o contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. O objetivo é responder às seguintes questões, se: existiu o fenómeno de contágio entre os mercados emergentes da América Latina?. Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, as crises financeiras de 2008 ou 2010?. Existindo autocorrelação nas séries temporais, será possível detetar *clusters* temporais de volatilidade?. O ensaio III examina a transmissão de risco, em contexto dinâmico, entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras de 2008 e 2010. O objetivo é responder às seguintes questões, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, decorrentes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?. O ensaio IV estuda os comovimentos da liquidez nos cinco principais mercados financeiros da América Latina. O objetivo é responder às seguintes questões, se: (i) haverá comovimentos na liquidez mais acentuados no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre mercados?.

**Palavras-chave:** integração financeira; contágio financeiro; volatilidade; liquidez; mercados emergentes da América Latina; diversificação de carteiras.

**Classificação JEL:** C58, F03, F04, F30, G01, G02, G10, G11, G12, G14, G15, G17.

# **The Relevance of Liquidity, Cointegration and Contagion in the Securities Markets of the LAC Region**

## **Abstract**

This research work comprises four interrelated essays that analyze financial markets in Latin America. Essay I examines financial integration in emerging markets in Latin America in the context of the Dot-com and CFG. In order to carry out such an analysis, it is intended to answer two questions, namely whether: (i) do financial markets in Latin America exhibit significant integration levels in times of financial crisis? and, (ii) if there are persistent long memories in the data series, is the risk diversification of the portfolios concerned? Trial II examines financial contagion in the six major Latin American markets, as well as in the US, Greece and EURO STOXX 50 markets. The objective is to answer the following questions if: the contagion phenomenon existed between emerging markets From Latin America?. If so, what would have been the most critical moment of such a phenomenon, the financial crisis of 2008 or 2010? If there is autocorrelation in the time series, will it be possible to detect temporal cluster of volatility ?. Test III examines the risk transmission, in a dynamic context, between the main LAC financial markets arising from the financial crisis of 2008 and 2010. The objective is to answer the following questions if: (i) Latin American financial markets volatility, due to the financial crisis of 2008 and 2010. (ii) when the asymmetrical effect occurs, through the occurrence of potential losses, can the diversification of the portfolios be jeopardized? Essay IV examines liquidity movements in the five major financial markets in Latin America. The objective is to answer the following questions if: (i) will there be more pronounced liquidity movements in the period of the financial crisis of 2008 or 2010; and (ii) financial crisis provide positive (negative) liquidity movements between markets.

**Keywords:** financial integration; financial contagion; volatility; liquidity; emerging markets in Latin America; diversification of portfolios.

**JEL classification:** C58, F03, F04, F30, G01, G02,G10, G11, G12, G14, G15, G17.

## ÍNDICE

### CAPÍTULO I – INTRODUÇÃO GERAL

A RELEVÂNCIA DA LIQUIDEZ, COINTEGRAÇÃO E CONTÁGIO NOS MERCADOS DE VALORES DA REGIÃO LAC .....	4
Introdução Geral.....	13
Objetivos da investigação.....	16
Objetivo geral.....	16
Objetivos específicos.....	17
Justificação do tema.....	17
BIBLIOGRAFIA.....	20

### CAPÍTULO II - ENSAIO I

A INTEGRAÇÃO FINANCEIRA NOS MERCADOS FINANCEIROS DA REGIÃO LAC: UMA ANÁLISE EM CONTEXTO DE CRISE.....	23
1.1. Introdução .....	25
1.2. Revisão da Literatura .....	26
1.3. Metodologia.....	28
1.4. Fonte de dados e Caracterização das Variáveis.....	31
1.5. Resultados.....	38
1.6. Conclusão.....	43
BIBLIOGRAFIA.....	45

### CAPÍTULO III - ENSAIO II

O CONTÁGIO FINANCEIRO NOS MERCADOS FINANCEIROS DA REGIÃO LAC: UMA ANÁLISE EM CONTEXTO DAS CRISES FINANCEIRAS de 2008 e 2010.....	50
2.1. Introdução .....	52
2.2. Revisão da Literatura .....	53
2.3. Metodologia.....	56
2.4. Fonte de dados e Caracterização das Variáveis.....	58
2.5. Resultados.....	67
2.6. Conclusões.....	75
BIBLIOGRAFIA.....	77

## **CAPÍTULO IV - ENSAIO III**

A TRANSMISSÃO DE RISCO ENTRE OS MERCADOS FINANCEIROS DA REGIÃO LAC: UMA REFLEXÃO EM CONTEXTO DE CRISES FINANCEIRAS.....	83
3.1. Introdução .....	85
3.2. Revisão da Literatura .....	86
3.3. Metodologia.....	88
3.4. Fonte de dados e Caracterização das Variáveis .....	93
3.5. Resultados.....	96
3.6. Conclusão.....	104
BIBLIOGRAFIA.....	106

## **CAPÍTULO V - ENSAIO IV**

OS COMOVIMENTOS NA LIQUIDEZ NOS MERCADOS FINANCEIROS DA REGIÃO LAC.....	108
4.1. Introdução .....	110
4.2. Revisão da Literatura.....	111
4.3. Metodologia.....	115
4.4. Fonte de dados e Caracterização das Variáveis .....	116
4.5. Resultados.....	120
4.6. Conclusão.....	127
BIBLIOGRAFIA.....	129

## **CAPÍTULO VI – CONCLUSÃO GERAL**

Conclusão geral.....	133
Principais contribuições desta investigação.....	136
Limitações e sugestões para futuras investigações.....	133
BIBLIOGRAFIA GERAL.....	138

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1.1	Evolução temporal, em níveis, dos 7 índices bolsistas, no período de 04/01/1999 a 14/10/2016.....	33
Figura 1.2	Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, dos 7 índices bolsistas, no período de 04/01/1999 a 14/10/2016.....	34
Figura 1.3	Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo <i>Dot-com</i> .....	36
Figura 1.4	Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo <i>Tranquilo</i> .....	36
Figura 1.5	Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo <i>CFG</i> .....	37
Figura 2.1	Evolução temporal, em níveis, dos índices de preços referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	60
Figura 2.2	Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, dos índices de preços referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	61
Figura 2.3	Evolução temporal, das rendibilidades, referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	63
Figura 2.4	Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo <i>Tranquilo</i> .....	64
Figura 2.5	Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo <i>Subprime</i> .....	65
Figura 2.6	Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo <i>CDS</i> .....	66
Figura 2.7	Gráficos dos resíduos filtrados do processo autorregressivo (ARMA) aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo.....	68
Figura 3.1	Evolução temporal das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	95
Figura 4.1	Evolução temporal, em níveis, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	118
Figura 4.2	Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	118
Figura 4.3	Evolução temporal, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012.....	119
Figura 4.4	Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo <i>Tranquilo</i> .....	124
Figura 4.5	Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo <i>Subprime</i> .....	127
Figura 4.6	Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo <i>CDS</i> .....	126



## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1.1	Principais mercados da América Latina.....	33
Tabela 1.2	Estatísticas descritivas dos índices de preços no período completo.....	34
Tabela 1.3	Testes à estacionariedade dos índices de preços, em níveis, dos mercados latino-americanos, no período completo .....	35
Tabela 1.4	Testes à estacionariedade dos índices de preços, em primeiras diferenças, dos mercados latino-americanos, no período completo .....	36
Tabela 1.5	Testes de Gregory-Hansen_subperíodo_ <i>Dot-com</i> .....	38
Tabela 1.6	Testes de Gregory-Hansen_subperíodo_ <i>Tranquilo</i> .....	39
Tabela 1.7	Testes de Gregory-Hansen_subperíodo_ <i>CFG</i> .....	40
Tabela 1.8	Resultados do <i>DFA</i> relativo ao subperíodo <i>Dot-com</i> .....	40
Tabela 1.9	Resultados do <i>DFA</i> relativo ao subperíodo <i>Tranquilo</i> .....	41
Tabela 1.10	Resultados do <i>DFA</i> relativo ao subperíodo <i>CFG</i> .....	41
Tabela 1.11	Coeficiente $\rho DCCA$ subperíodo <i>Dot-com</i> .....	42 e 43
Tabela 1.12	Coeficiente $\rho DCCA$ subperíodo <i>Tranquilo</i> .....	42
Tabela 1.13	Coeficiente $\rho DCCA$ subperíodo <i>CFG</i> .....	43
Tabela 2.1	Estatísticas descritivas, das rendibilidades, dos 9 índices bolsistas, no período completo.....	63
Tabela 2.2	Testes à estacionariedade, das rendibilidades, dos 9 índices bolsistas, no período completo .....	63
Tabela 2.3	Resultados dos testes de Ljung-Box aplicados às séries das taxas de rendibilidades diárias dos índices, no período completo.....	67
Tabela 2.4	Teste ARCH-LM aos resíduos do processo autoregressivo, aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo.....	68
Tabela 2.5	Teste BDS aos resíduos filtrados, no período completo .....	69
Tabela 2.6	Correlações não condicionais, das rendibilidades diárias, dos 9 índices bolsistas, nos três subperíodos .....	70
Tabela 2.7	Resultados de contágio entre os subperíodos <i>Tranquilo</i> / <i>Subprime</i> .....	72
Tabela 2.8	Resultados de contágio entre os subperíodos <i>Subprime</i> / <i>CDS</i> .....	74
Tabela 3.1	Principais índices dos mercados da América Latina.....	94
Tabela 3.2	Estatísticas descritivas das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período completo.....	95
Tabela 3.3	Testes à estacionariedade das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período completo .....	96
Tabela 3.4	Resultados de estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos GARCH (1,1).....	97

Tabela 3.5	Resultados da estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos EGARCH (1,1).....	97
Tabela 3.6	Resultados da estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos TARCH (1,1).....	98
Tabela 3.7	Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos GARCH (1,1).....	98
Tabela 3.8	Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1).....	99
Tabela 3.9	Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos TARCH (1,1).....	99
Tabela 3.10	Resultados da estimativa, da volatilidade dos preços, do modelo DCC-GARCH, no período completo .....	100
Tabela 3.11	Resultados da transmissão de risco, da volatilidade dos preços, entre os subperíodos Tranquilo / <i>Subprime</i> .....	103
Tabela 3.12	Resultados da transmissão de risco, da volatilidade dos preços, entre os subperíodos <i>Subprime</i> / CDS .....	104
Tabela 4.1	Estatísticas descritivas, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período completo .....	120
Tabela 4.2	Testes à estacionariedade, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período completo .....	122
Tabela 4.3	Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo Tranquilo .....	121
Tabela 4.4	Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo <i>Subprime</i> .....	121
Tabela 4.5	Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo CDS .....	122
Tabela 4.6	Testes de VAR Residual Serial Correlation LM Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, nos três subperíodos .....	122

## LISTA DE ABREVIATURAS

ABS – *Asset-backed Securities*

ADF – *Augmented Dick-Fuller*

ADR's – Certificados de Depósitos

AIC – Akaike information criterion

ARMA – *Autoregressive and Moving Average*

ASX – Bolsa da Austrália: Índice ASX

BCE – Banco Central Europeu

BDS – Broeck, Dechert, Le Baron e Scheinkman

CDS – Crise da Dívida Soberana

CDS's – *Credit Default Swaps*

CFG – Crise Financeira Global

DCC – GARCH - *Dynamic Condicional Correlation - Generalized Autoregressive Condicional Heteroscedasticity*

DCCA – *Detrend Cross-Correlation Analysis*

DFA – *Detrended Flutuation Analysis*

DNA – Ácido Desoxirribonucleico

EGARCH – *Exponential Generalized Autoregressive Condicional Heteroscedasticity*

EMH – Hipótese de Mercado Eficiente

EUA – Estados Unidos da América

EURO STOXX 50 – Índice de Bolsa composto por 50 ações da Zona Euro

FMI – Fundo Monetário Internacional

FTSE 100 – Bolsa de Valores de Londres: Índice FTSE 100

FTSE 250 - Bolsa de Valores de Londres: Índice FTSE 250

G7 – Grupo das sete economias mais avançadas

GARCH – *Generalized Autoregressive Condicional Heteroscedasticity*

HQIC – Hannan-Quinn *Information Criterion*

i.i.d. – Independente e Identicamente Distribuído

IRF – *Impulse Response Function*

KPSS – Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin

LAC – *Latino American Countries*

Lags – Desfasamentos

LAN – *Latino American North*

LAS - *Latino American South*

LM – Multiplicador de Lagrange

LSE – Bolsa de Valores de Londres

METC – Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio

MSD – Média da Soma dos Quadrados dentro dos Subperíodos

MSE – Média da Soma dos Quadrados entre Subperíodos

NYSE – *New York Stock Exchange*

PIB – Produto Interno Bruto

PP – Phillips-Perron

R/S – *Rescaled Range*

SBIC – Schwarz Bayesian *Information Criterion*

SEHK – Bolsa de Valores de Hong Kong

SET – Índice da Bolsa de Valores da Tailândia

TARCH – *Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*

UE – Union European

VAR – Vetor Autorregressivo

ZE – Zona Euro

## INTRODUÇÃO GERAL

Nas últimas décadas, o fenómeno da globalização tem demonstrado que a correlação entre os mercados financeiros internacionais tem aumentado, nomeadamente entre os mercados desenvolvidos. Os autores Forbes e Rigobon (2002) sugerem que as ligações entre os mercados de ações internacionais podem ser fortes durante períodos tranquilos, bem como em períodos de crise, o que poderá dificultar a diversificação das carteiras.

A integração dos mercados de ações entre países desenvolvidos tem registado aumentos significativos. Face a esta situação os investidores têm examinado os mercados de ações na expectativa das correlações entre os mercados desenvolvidos e os mercados emergentes sejam baixas. Os autores Driessen e Laeven (2007) e Chang, Chen, Chi e Young (2008) têm analisado as estratégias de diversificação do risco tomadas pelos investidores internacionais nos mercados de ações emergentes por estes apresentarem níveis de integração menores quando comparados com os mercados desenvolvidos.

A instabilidade financeira é um fator muito importante para a sociedade, uma vez que uma crise financeira ou um *crash* bolsista pode afetar, direta ou indiretamente, o nível de bem-estar económico dos habitantes de um país. Se um determinado mercado bolsista estiver fortemente ligado ao mercado bolsista de outro país, a estabilidade financeira do primeiro depende, em parte, da estabilidade financeira do segundo. Por essa razão, uma ligação estreita ou forte entre mercados aumenta os níveis de vulnerabilidade a choques externos e, em consequência, influencia as condições económicas e os níveis de bem-estar dos respetivos países. A ocorrência de integração entre mercados pode ter implicações relevantes ao nível da diversificação internacional das carteiras (Jouini, Majdoub e Bouhouch, 2013).

Até aos anos 80 do século passado, as crises ocorridas nos mercados emergentes, nomeadamente nos países da América Latina, com o seu longo historial de pesadas dívidas externas, desvalorizações sucessivas, crises bancárias e recessões económicas profundas, eram atribuídas a políticas internas inconsistentes (Damill, Frenkel e Rapetti, 2005). As crises financeiras eram consideradas como eventos que ocorriam em mercados individuais, sem carácter sistémico tendo, por isso, merecido pouca atenção a possibilidade de transmissão de choques entre países (Forbes e Rigobon, 2002).

A situação alterou-se ao longo dos anos 90 à medida que se assistiu ao desencadear de uma série de graves crises financeiras: a crise do Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio em 1992, a crise do México em 1994-1995, a crise do sudeste asiático em 1997-1998, a crise da Rússia em 1998, a crise do Brasil em 1999, a crise *Dot-com* de 2000 e, a crise da Argentina em 2001-2002. Uma das características mais impressionantes destas crises foi que o momento da sua ocorrência e a sua intensidade não pareceram estar relacionados com os problemas fundamentais com que os países se defrontavam (Calvo e Reinhart, 1996) (Chen, Firth e Meng Rui, 2002) (Lucey e Voronkova, 2008).

A crise das hipotecas *subprime* colocou os EUA na pior recessão sendo considerada por muitos investigadores como o *crash* financeiro mais grave desde a “Grande Depressão” de 1930. A crise do

*subprime* afectou inicialmente a economia dos EUA e, em seguida, a economia mundial (Boubaker, Jouini e Lahiani, 2016). Segundo estes autores a crise financeira de 2008 foi a crise mais grave na história recente. Afectou de forma diferente os mercados de ações em todo o mundo. O mercado de ações dos EUA caiu 43%, os mercados emergentes diminuíram em 50%, enquanto os mercados de fronteira a queda foi de 60%.

Com a crise da dívida soberana não foi diferente, quando se criou a Zona Euro (ZE), a tendência foi fortalecer ainda mais a integração financeira que existia à escala global. Assim sendo, os países que constituem a União Monetária contribuíram para a integração dos mercados, originando um aumento da estabilidade financeira, através da criação de um mercado de maior dimensão, mais líquido e competitivo, que criasse maiores possibilidades de diversificar o risco e menores custos de transação, e que, em última análise, teriam um impacto positivo no crescimento económico de cada país membro (Broeck e Guscina, 2011).

O estudo do contágio financeiro despertou o interesse de investigadores de literatura financeira especializada. Existem vários motivos para analisar a necessidade de reconhecer a presença de contágio nos mercados financeiros. Iremos evidenciar duas vertentes.

Em primeiro, as crises financeiras são fenómenos recorrentes nas economias modernas tendo consequências nefastas sobre a economia real, particularmente em termos de perda de crescimento económico e emprego, ocasionando um maior risco para as instituições que operam globalmente. Portanto, o conhecimento da existência de episódios de contágio é importante para que as autoridades competentes possam tomar medidas objetivas para mitigar ou prevenir o contágio relacionado com às crises financeiras, com especial atenção na regulamentação de instituições financeiras que operam internacionalmente.

Em segundo lugar, o fenómeno específico de contágio nos mercados financeiros pode ter implicações na gestão de carteiras de ativos financeiros, incluindo as decisões de diversificação internacional de risco. Se a correlação entre as rendibilidades dos ativos financeiros nos mercados internacionais aumentar após um choque negativo em um mercado, num determinado país, tal efeito, poderá diminuir os benefícios da diversificação das carteiras num momento em que tais benefícios são fundamentais (Longin e Solnik, 2001).

Desde o trabalho pioneiro de Markowitz (1952) a volatilidade tem sido um dos principais focos de análise na área das finanças, exercendo um papel crucial em atividades, tais como: análise de risco e nos processos de tomada de decisão sobre os ativos financeiros. Assim sendo, prever e estimar a volatilidade tem sido um tema de muita relevância na investigação empírica e teórica na área financeira, pois a antecipação do comportamento futuro da volatilidade dos ativos irá ajudar certamente na reformulação de estratégias de investimento ajustadas.

A volatilidade dos mercados é um elemento fundamental na extensão da teoria financeira e dos mercados, que tem merecido a atenção de investigadores e de profissionais. Campbell, Lo e MacKinlay (1997) referem que o que diferencia a economia financeira é o papel central desempenhado pela

incerteza dos mercados, pois perante a ausência de incerteza, os dilemas da economia financeira reduzem-se a “exercícios elementares de microeconomia”.

Um facto evidente que envolve a volatilidade, seja qual for a perspetiva que se esteja a analisar, é que esta está relacionada com a instabilidade e turbulência dos mercados financeiros e com o comportamento dos investidores. Assim, uma análise correta da estimação da volatilidade tornar-se-á importante, não só para o esboço de uma boa estratégia de gestão de ativos, como também para a compreensão dos momentos de incerteza nos mercados. Em investigações mais recentes os académicos analisaram o impacto da crise financeira de 2008 nos mercados cambiais (Baba e Packer, 2009), nos mercados de obrigações (Acharya, Philippon, Richardson e Roubini, 2012) e, nos mercados de ações, particularmente os autores Dooley e Hutchison (2009), Bartram e Bodnar (2009), Billio e Caporin (2010), Chudik e Fratzscher (2011), Schwert (2011) e, Syllignakis e Kouretas (2011). Concretamente, estes estudos defenderam que a volatilidade está presente nos mercados financeiros, sendo elevada em períodos de crise financeira, designadamente durante a crise do *subprime*.

Um fator que influencia diretamente a formação dos preços dos ativos é a liquidez. Amihud e Mendelson (1991) descrevem que os investidores preferem investir em carteiras líquidas, que possam ser transacionadas rapidamente com um baixo custo de transação sempre que exista a necessidade. Os investidores podem sentir-se atraídos por investimentos com menor liquidez se as rendibilidades esperadas forem superiores.

Uma característica da liquidez do ativo está relacionada com a venda rápida do mesmo sem perdas significativas. Se o ativo for menos líquido pode levar mais tempo a ser transacionado, e caso exista um grande lote de ações o mesmo poderá afetar o mercado causando a queda geral nos preços (Fabre e Frino, 2004).

É importante salientar que a liquidez de ativos individuais difere da liquidez de mercado: enquanto a liquidez do ativo depende dos determinantes da liquidez (preço, volume, volatilidade), a liquidez do mercado está fortemente relacionada com fatores macroeconómicos, notícias do mercado, eventos políticos, entre outros. Uma área de pesquisa que continua a crescer no auge do mercado micro estruturado envolve a seguinte questão: será que existem fatores comuns que conduzem a liquidez dentro dos mercados de valores? Algumas investigações empíricas têm estudado os fatores determinantes da liquidez, os quais apresentam manifestações aparentemente correlacionadas com movimentos na liquidez (Chordia, Roll e Subrahmanyam, 2000).

Uma das principais razões da existência dos mercados de valores é a liquidez, entendida como a facilidade com que os ativos financeiros se transferem sem que haja perda de valor. Assim, o mercado de valores facilita o intercâmbio dos referidos ativos, pois sem os mesmos seria necessário incorrer em altos custos financeiros e temporais para realizar uma transação (Chordia et al., 2000).

A noção de liquidez é relativamente lata e está associada à facilidade em transformar ativos em moeda, que, por definição, é o ativo mais líquido que poderemos encontrar. Em termos gerais, a liquidez de um ativo pode ser analisada segundo duas abordagens: tempo e custo. De acordo com a primeira abordagem, um ativo é líquido se for possível transacioná-lo rapidamente. Inversamente, um

ativo ilíquido é aquele para o qual os investidores não encontram, durante um período de tempo longo, ordens do lado oposto do mercado que permitam uma transação. De acordo com a segunda abordagem, um ativo é líquido se o preço a pagar (receber) pela compra (venda) do ativo não se afasta do seu preço de mercado. Esta abordagem leva a que se considerem diferenças entre cotações de compra e venda de títulos, correspondendo o diferencial entre a mais elevada cotação de compra e a menor cotação de venda, a uma medida de liquidez, usualmente designada por *bid-ask spread* (Hicks, 1962) (Demsetz, 1968).

A literatura financeira reconhece dois tipos de investidores atendendo ao seu nível de informação. Por um lado, os agentes informados dispõem de informação privilegiada que lhes permite obter proveitos económicos quando o preço do ativo não reflete o valor fundamental do mesmo. Por outro lado, os agentes desinformados negoceiam, principalmente, por motivos de liquidez, atendendo unicamente à informação pública disponível e às suas crenças pessoais. Dado que ambos os agentes operam, simultaneamente, no sistema de negociação, não é possível identificar com certezas a natureza informativa. Este facto gera um risco de seleção adversa para os oferentes de liquidez, que se arriscam a negociar com um agente que tenha um conhecimento mais preciso sobre o valor do ativo, e tendo como resultado, perdas potenciais (Amihud e Mendelson, 1980) (Glosten e Milgrom, 1985) (Kyle, 1989).

A liquidez é um conceito muito amplo que geralmente denota a facilidade de negociar grandes quantidades de títulos rapidamente, com baixos custos e sem variações significativas no preço (Pastor e Stambaugh, 2003), isto implica que a liquidez não seja uma variável diretamente observável. Existem, no entanto, numerosas medidas aproximadas da liquidez. Algumas delas, como o *spread* incluído no preço dos ativos, baseadas em dados sobre a microestrutura do mercado. A microestrutura do mercado procura investigar como os mecanismos de negociação afetam os preços dos ativos. Assim, o ágio entre as ofertas de compra e de venda, o carácter discreto dos preços e a não sincronicidade dos negócios são campos de estudo naturais.

## **Objetivos da investigação**

### **Objetivo geral**

O objetivo geral desta investigação reside no estudo das ligações, de curto e de longo prazo entre os mercados financeiros da América Latina, em contexto das crises financeiras de 2000, 2008 e 2010. Para o efeito realizamos quatro ensaios que estão interligados e que avaliam a integração financeira, o contágio financeiro, a transmissão de risco dinâmico e, os comovimentos na liquidez entre os mercados financeiros da região LAC.



## Objetivos específicos

Apresentado o objetivo geral desta investigação, passemos agora à explicação dos objetivos específicos. Assim como às principais questões de investigação, sobretudo no contexto das crises financeiras de 2000, 2008 e 2010, a saber:

1. Avaliar o nível de integração financeira nos mercados financeiros da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e crise financeira global. Pretende-se também testar se as propriedades de memória dos índices apresentam memórias longas persistentes.
2. Analisar o nível de contágio financeiro entre os mercados emergentes da América Latina, resultantes das crises financeiras de 2008 e 2010, tendo também por base a eventual autocorrelação das mesmas como forma de detetar indícios de *clusters* de volatilidade temporais.
3. Averiguar a transmissão de risco dinâmico entre os mercados financeiros da América Latina, nos subperíodos das crises financeiras do *subprime* e da dívida soberana europeia. Quando se deteta efeito assimétrico entre mercados, através da ocorrência de perdas potenciais, poderá a diversificação das carteiras ser uma estratégia não exequível.
4. Avaliar os comovimentos da liquidez nos mercados regionais da América Latina, decorrentes das crises de 2008 e 2010. Pretende-se também testar se as crises financeiras originam choques positivos ou negativos na transmissão de liquidez entre os mercados financeiros.

## Justificação do tema

Nos últimos anos, surgiram três crises bolsistas com impacto global: a crise das empresas tecnológicas, a crise do *subprime* e, a crise da dívida soberana. A crise financeira do *subprime* teve o seu início nos EUA, no setor do crédito *subprime*, transmitindo-se rapidamente a outros setores e a outros países, originado, em parte, a crise da dívida soberana europeia. Em consequência, ocorreram diversas situações de falência e de resgate de instituições financeiras e tiveram de ser implementados planos de assistência financeira por parte do Fundo Monetário Internacional (FMI) e outras entidades internacionais (UE, BCE), a diversos sistemas bancários e a países com dificuldades em financiar as respetivas dívidas soberanas.

A compreensão das ligações internacionais entre os mercados bolsistas e a investigação da ocorrência de fenómenos de integração financeira, de contágio financeiro, de transmissão de risco dinâmico e, de comovimentos da liquidez, no contexto das crises financeiras de 2000, 2008 e 2010, é importante para investidores, gestores de fundos de investimento e académicos, em diversos aspetos, designadamente na diversificação das carteiras em contexto internacional.

Do ponto de vista do investidor, o conhecimento da forma e da intensidade da interdependência entre os diferentes mercados financeiros é vital para a tomada de decisões de *hedging* eficientes, de modo a minimizar o efeito adverso da incerteza na rentabilidade esperada dos investimentos. Do mesmo modo, a compreensão das relações de interdependência entre os mercados bolsistas internacionais facilita a identificação de oportunidades de diversificação.

Segundo Mensah e Premaratne (2014) a extinção das barreiras ao investimento nos últimos anos, muitos países têm sofrido o processo de integração tanto a nível financeiro como económico. Isto leva a que os benefícios da diversificação internacional sejam postos em causa devido principalmente às diversas crises financeiras que têm assolado os mercados financeiros de todo o mundo. Podemos referir que o crescimento económico dos mercados e a abertura dos seus mercados financeiros ao investimento estrangeiro foram uma das razões que impulsionou esta investigação, por forma a se conseguir determinar os benefícios resultantes desta globalização em termos de diversificação de carteiras.

A preferência por estes mercados financeiros da América Latina explica-se por possuírem economias instáveis, em rápido desenvolvimento, estando, portanto, ligadas por uma herança cultural e por algumas condições económicas similares. Adicionalmente, após a recente crise financeira de 2008 nos mercados emergentes internacionais e, em particular os da América Latina, estes mercados tornaram-se um importante destino de investimento. Neste contexto e tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender as interdependências e as ligações entre estes mercados financeiros regionais.

Este trabalho de investigação incorpora quatro ensaios interligados que analisaram os mercados financeiros da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com*, *subprime* e, da dívida soberana europeia.

O capítulo 2 apresenta o primeiro ensaio que tem como objetivo analisar a integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e crise financeira global (CFG). Para realizar esta análise foram empreendidas diferentes abordagens com vista a analisar duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina exibem níveis de integração significativos em períodos de crise financeira?; e, (ii) caso existam memórias longas persistentes nas séries de dados, será que está em causa a diversificação do risco das carteiras?. Os resultados obtidos sugerem que os mercados são parcialmente integrados em períodos de crise e de não crise. Adicionalmente as séries financeiras não apresentam memórias longas persistentes significativas decorrentes da CFG. Constatou-se que a crise financeira global teve um impacto maior nos coeficientes de correlação cruzados dos mercados de ações da América Latina do que a crise *Dot-com*. Em jeito de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram afetados pelas crises financeiras *Dot-com* e CFG. Porém, existiu um reequilíbrio nestes mercados regionais o que poderá gerar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

O capítulo 3 mostra o segundo ensaio que tem como objetivo analisar o contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: existiu um fenómeno de contágio entre os mercados emergentes da América Latina?. Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, as crises financeiras de 2008 ou 2010?. Existindo autocorrelação nas séries temporais, será possível detetar *clusters* temporais de volatilidade?. Os resultados sugerem a existência de contágio financeiro

decorrente da crise financeira de 2008. Adicionalmente verificou-se a inexistência de contágio durante a crise financeira de 2010. Em fase de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram afetados pela crise financeira do *subprime*. Todavia, existiu um reajuste nestes mercados regionais no período 2010-2012, o que poderá criar condições para a implementação de estratégias de diversificação das carteiras.

O capítulo 4 apresenta o terceiro ensaio que tem por objetivo estudar a transmissão de risco, em contexto dinâmico, entre os cinco principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Concretamente pretendemos avaliar a volatilidade entre mercados, assim como o efeito assimétrico. Para o efeito construímos uma medida de volatilidade que têm por base os preços de abertura, de fecho, de máximo e, de mínimo. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, resultantes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?. Os resultados obtidos sugerem a existência de transmissão de risco decorrente da crise financeira de 2008. Porém, verificou-se uma diminuição do risco durante a crise financeira de 2010, ou seja, a elevada volatilidade verificada durante a crise do *subprime* tende a diminuir no período 2010-2012. Com o acentuar do efeito assimétrico a volatilidade respondeu de forma mais intensa a más notícias do que a boas notícias ao mercado. Concretamente os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se substancialmente. Em fase de conclusão existiu um reajuste nestes mercados regionais a partir do ano de 2010, face a esta evidência a implementação de estratégias de diversificação das carteiras, por parte dos investidores internacionais, poderá ser exequível.

O capítulo 5 apresenta o quarto ensaio que tem por objetivo analisar os comovimentos da liquidez nos cinco principais mercados financeiros da América Latina, resultante das crises financeiras de 2008 e 2010. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) existirá comovimentos na liquidez mais acentuados no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre os mercados?. Os resultados obtidos indicam que os comovimentos na liquidez durante o período da crise financeira de 2008 aumentaram significativamente. Contudo, verificou-se uma diminuição significativa dos comovimentos durante a crise financeira de 2010. Verificou-se ainda que no subperíodo Tranquilo os comovimentos na liquidez entre os principais mercados da América Latina não tiveram significância. Todavia, no período da crise financeira do *subprime* os comovimentos na liquidez são positivos, tendo-se alterado para negativos, durante a crise da dívida soberana europeia. Em jeito de conclusão e face aos resultados alcançados a diversificação das carteiras no período pós-crise do *subprime* será uma estratégia a considerar.

O capítulo 6 apresenta as conclusões gerais dos quatro ensaios, os seus principais contributos, as suas limitações e, algumas reflexões para futuras investigações.

## BIBLIOGRAFIA

- Acharya, V. V., Philippon, T., Richardson, M., & Roubini, N. (2012). Prologue: A Bird's-Eye View: The Financial Crisis of 2007-2009: Causes and Remedies. *Restoring Financial Stability: How to Repair a Failed System*, 1–56. <https://doi.org/10.1002/9781118258163>
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1980). Dealership market. Market-making with inventory. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 31–53. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90020-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90020-3)
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1991). Liquidity, Asset Prices and Financial Policy. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 56–66. <https://doi.org/10.2469/faj.v47.n6.56>
- Baba, N., & Packer, F. (2009). From turmoil to crisis: Dislocations in the FX swap market before and after the failure of Lehman Brothers. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1350–1374. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.003>
- Bartram, S. M., & Bodnar, G. M. (2009). No place to hide: The global crisis in equity markets in 2008/2009. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1246–1292. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.005>
- Billio, M., & Caporin, M. (2010). Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: Empirical evidence of financial contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 54(11), 2443–2458. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2009.03.018>
- Boubaker, S., Jouini, J., & Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 14–28. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.11.001>
- Broeck, M. De, & Guscina, A. (2011). Government Debt Issuance in the Euro Area: The Impact of the Financial Crisis. *IMF Working Papers*, (21).
- Calvo, S. G., & Reinhart, C. M. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *Policy Research Working Paper 1619*. Retrieved from <http://papers.ssrn.com/abstract=636120>
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). The Predictability of Asset Returns. In *The Econometrics of Financial Markets* (pp. 27–82).
- Chang, E., Chen, C., Chi, J., & Young, M. (2008). IPO underpricing in China: New evidence from the primary and secondary markets. *Emerging Markets Review*, 9(1), 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2007.06.002>
- Chen, G., Firth, M., & Meng Rui, O. (2002). Stock market linkages: Evidence from Latin America. *Journal*

- of Banking & Finance*, 26(6), 1113–1141. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00160-1](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00160-1)
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 3–28. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00057-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00057-4)
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the global transmission of the 2007-2009 financial crisis in a GVAR model. *European Economic Review*, 55(3), 325–339. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.12.003>
- Damill, M., Frenkel, R., & Rapetti, M. (2005). La deuda Argentina: Historia, default y reestructuración. *Desarrollo Economico*, 45(178), 187–233. <https://doi.org/10.2307/3655857>
- Demsetz, H. (1968). The Cost of Transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33–53. <https://doi.org/10.2307/1882244>
- Dooley, M., & Hutchison, M. (2009). Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling-recoupling hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1331–1349. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.004>
- Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. *Journal of Banking and Finance*, 31(6), 1693–1712. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.006>
- Fabre, J., & Frino, A. (2004). Commonality in liquidity: Evidence from the Australian Stock Exchange. *Accounting and Finance*, 44(3), 357–368. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2004.00117.x>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- Glosten, L. R., & Milgrom, P. R. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71–100. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90044-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90044-3)
- Hicks, J. R. (1962). Liquidity. *The Economic Journal*, 72(288), 787–802. <https://doi.org/10.2307/2228351>
- Jouini, J., Majdoub, J., & Bouhouch, I. Ben. (2013). *Equity Market Comovements Among Selected Emerging Countries from Long- and Short-Run Perspectives. Emerging Markets and the Global Economy: A Handbook*. Elsevier Inc. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-411549-1.00027-2>
- Kyle, A. S. (1989). Informed Speculation with Imperfect Competition. *Review of Economic Studies*, 56(3), 317–355. <https://doi.org/10.1121/1.389564>

- Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *Journal of Finance*, 56(2), 649–676. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00340>
- Lucey, B. M., & Voronkova, S. (2008). Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1303–1324. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.07.004>
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(60), 77–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Mensah, J. O., & Premaratne, G. (2014). Exploring Diversification Benefits in Asia-Pacific Equity Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2530363>
- Pastor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642–685. <https://doi.org/10.1086/374184>
- Schwert, G. W. (2011). Stock Volatility during the Recent Financial Crisis. *European Financial Management*, 17(5), 789–805. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2011.00620.x>
- Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2011). Markov-switching regimes and the monetary model of exchange rate determination: Evidence from the Central and Eastern European markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(5), 707–723. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.04.005>

## **Capítulo I - Ensaio I: A integração financeira nos mercados financeiros da Região LAC: Uma análise em contexto de crise**

### **Resumo**

Este ensaio tem como objetivo analisar a integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e CFG. Para realizar esta análise foram empreendidas diferentes abordagens com vista a analisar duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina exibem níveis de integração significativos em períodos de crise financeira?; e, (ii) caso existam memórias longas persistentes nas séries de dados, será que está em causa a diversificação das carteiras?. Os resultados obtidos sugerem que os mercados são parcialmente integrados em períodos de crise e de não crise. Adicionalmente as séries financeiras não apresentam memórias longas persistentes significativas decorrentes da crise financeira global (CFG). Constatou-se que a CFG teve um impacto maior nos coeficientes de correlação cruzados dos mercados de ações da América Latina do que a crise *Dot-com*. Em jeito de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram afetados pelas crises financeiras *Dot-com* e CFG. Todavia, existiu um reequilíbrio nestes mercados regionais o que poderá gerar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

**Keywords:** integração financeira; mercados emergentes; memória longa; diversificação das carteiras.

**JEL Classification:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F30

# **Chapter I: Essay I: Financial integration in the financial markets of the LAC**

## **Region: An analysis in the context of crisis**

### **Abstract**

This essay aims to analyze financial integration in emerging markets in Latin America in the context of the Dot-com and CFG financial crisis. In order to carry out this analysis, different approaches have been undertaken to analyze two issues, namely whether: (i) do financial markets in Latin America exhibit significant integration levels in times of financial crisis? and, (ii) if there are persistent long memories in the data series, is the diversification of the portfolios concerned? The results suggest that markets are partially integrated in times of crisis and non-crisis. Additionally, the financial series do not present significant persistent long memories due to the global financial crisis (CFG). It was found that the CFG had a greater impact on the cross-correlation coefficients of the Latin American stock markets than the Dot-com crisis. By way of conclusion, Latin American financial markets are considered to have been affected by the Dot-com financial crisis and the CFG. However, there has been a rebalancing in these regional markets which may generate conditions for possible portfolio diversification strategies.

**Keywords:** financial integration; emerging markets; long memory; diversification of portfolios.

**JEL Classification:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F30.



## 1.1 Introdução

A instabilidade financeira é um fator muito importante para a sociedade, uma vez que uma crise financeira ou um *crash* bolsista pode afetar, direta ou indiretamente, o nível de bem-estar económico dos habitantes de um país. Se um determinado mercado bolsista estiver fortemente ligado ao mercado bolsista de outro país, a estabilidade financeira do primeiro depende, em parte, da estabilidade financeira do segundo. Por essa razão, uma ligação estreita ou forte entre mercados aumenta os níveis de vulnerabilidade a choques externos e, em consequência, influencia as condições económicas e os níveis de bem-estar dos respetivos países. A ocorrência de integração entre mercados pode ter implicações relevantes ao nível da diversificação internacional do risco (Jouini, Majdoub e Bouhouch, 2013).

No âmbito da integração dos mercados de ações, os investidores geralmente procuram incluir ativos nas suas carteiras que detenham níveis de correlação mais baixos para promover estratégias de diversificação eficazes. No mesmo contexto, Grubel (1968) e Levy e Sarnat (1970) argumentam que investir em mercados de ações internacionais é fundamentado pelo facto de que a correlação entre os ativos é menor do que a examinada em ativos domésticos. Portanto, a baixa correlação entre os mercados de ações internacionais é um fator chave para a diversificação das carteiras.

A integração dos mercados de ações entre países desenvolvidos tem registado aumentos significativos. Face a esta situação os investidores têm examinado os mercados de ações na expectativa das correlações entre os mercados desenvolvidos e os mercados emergentes sejam baixas. Os autores Driessen e Laeven (2007) e Chang, Chen, Chi e Young (2008) têm analisado as estratégias de diversificação do risco tomadas pelos investidores internacionais nos mercados de ações emergentes por estes apresentarem níveis de integração menores quando comparados com os mercados desenvolvidos.

Nas últimas décadas, o fenómeno da globalização tem demonstrado que a correlação entre os mercados financeiros internacionais tem aumentado, nomeadamente entre os mercados desenvolvidos. Os autores Forbes e Rigobon (2002) sugerem que as ligações entre os mercados de ações internacionais podem ser fortes durante períodos tranquilos, bem como em períodos de crise, o que poderá dificultar a diversificação das carteiras.

As ligações entre os mercados de ações podem impedir as estratégias de diversificação tomadas pelos investidores, nomeadamente em períodos de elevada instabilidade, como o *crash* da bolsa de 1987, a crise financeira asiática de 1997, a crise das empresas tecnológicas de 2000 e, recentemente a crise financeira 2007-2009.

Este ensaio tem por objetivo analisar o nível de integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto das crises financeiras das empresas tecnológicas e da CFG. A compreensão das relações de integração entre os mercados financeiros internacionais poderá facilitar a identificação de possíveis estratégias de diversificação das carteiras.

Para concretizar os objetivos propostos, esta investigação procura dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: os mercados financeiros da América Latina exibem níveis de integração significativos em períodos de crise financeira?; e, (ii) caso existam memórias longas persistentes nas séries de dados, será que está em causa a diversificação das carteiras?.

Os resultados propõem a existência de integração financeira parcial entre mercados em períodos de crise e de não crise. Os resultados obtidos pela metodologia *DFA* sugerem que as propriedades de memória destes índices bolsistas não são persistentes. Em jeito de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram afetados pelas crises financeiras *Dot-com* e CFG. Todavia, existiu um reajuste nestes mercados regionais o que poderá criar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

Esta investigação acrescenta duas contribuições principais à literatura. A primeira contribuição refere-se ao estudo da diversificação das carteiras nos mercados da América Latina. Tanto quanto sabemos este é o primeiro estudo que analisa de forma isolada estes mercados financeiros. Contudo existem estudos recentes que analisaram a diversificação das carteiras, em contexto de crises financeiras, designadamente, os autores Abu-Alkheil, Khan, Parikh e Mohanty (2016), Boamah, Watts e Loudon (2017). Porém, os referidos estudos centraram-se em outros mercados regionais. A preferência por estes mercados emergentes explica-se por possuírem economias instáveis, em rápido desenvolvimento, estando, portanto, ligadas por uma herança cultural e por algumas condições económicas similares.

O segundo contributo está relacionado com o intervalo da amostra 1999-2016. Concretamente, este período amostral cobre os anos da crise financeira *Dot-com* e, crise financeira global, assim como o período entre as duas crises. Existem vários estudos que analisaram os efeitos da crise *Dot-com* (Herrera, Salgado e Ake, 2015) e, outros estudaram a crise financeira global (Ocampo, 2009). Porém e, salvo melhor conhecimento existem poucos estudos que analisaram a integração financeira destes mercados financeiros, nomeadamente, a comparação entre estes dois momentos de crise financeira, assim como o período entre as mesmas.

Em termos de estrutura este ensaio encontra-se organizado em 6 secções. Na Secção 2 apresenta-se uma análise da literatura no que concerne a artigos sobre a integração de mercados. A Secção 3 descreve a metodologia. A Secção 4 contém a fonte de dados e a caracterização das variáveis. A secção 5 mostra os resultados. Finalmente, a Secção 6 conclui.

## **1.2 Revisão da Literatura**

Os estudos empíricos foram recentemente intensificados centrando-se na integração financeira dos mercados emergentes, particularmente sobre a hipótese da diversificação das carteiras em contexto global. Os autores Jiang et al. (2010) mostram os resultados conseguidos pelos investidores chineses, que adicionaram às suas carteiras ativos dos mercados de ações emergentes e asiáticos, através de estratégias consistentes suportadas na diversificação regional.

Segundo os autores Hearn e Piesse (2013), Hearn (2014), Lehtonen (2015) e Boamah et al. (2017) a integração dos mercados financeiros é parcialmente impulsionada pela abertura financeira, qualidade regulatória, a incerteza financeira dos mercados internacionais e, pela estrutura do mercado. Por exemplo quando um mercado está corretamente regulado e com informação transparente poderá promover a liquidez do mercado, assim como os fluxos financeiros dos investidores internacionais, originando um aumento da integração financeira entre os mercados.

Voronkova (2004) e Lucey e Voronkova (2008) analisaram o nível de integração nos mercados da Europa Central. Em concreto Voronkova (2004) investigou o nível de integração financeira entre os mercados da Europa Central e os mercados desenvolvidos, após a contabilização das mudanças estruturais. Os resultados sugerem que os mercados de ações da Europa Central apresentam níveis de integração acentuados. Face a estes resultados estes mercados regionais não proporcionam estratégias de diversificação eficientes. De forma complementar Lucey e Voronkova (2008) analisaram a integração dos mercados financeiros antes e depois da crise de 1998, com testes de cointegração com mudança de regime. As autoras propõem que os mercados são parcialmente integrados e sugerem que existe a possibilidade de diversificar as carteiras em determinados mercados.

Na mesma linha Gilmore, Lucey e McManus (2008) examinaram o nível de integração financeira entre os mercados desenvolvidos da Europa e três mercados que foram agregados neste mercado regional, no período de 1995-2005. Os autores mostram que os mercados incorporados não apresentam integração financeira com os mercados desenvolvidos, demonstrando que a diversificação nestes países é uma hipótese consistente. Khan (2011) investigou o nível de integração financeira de 23 mercados financeiros. Este autor analisou de forma mais específica a questão da possibilidade de diversificação de risco em contexto de integração financeira. Os resultados mostram que os índices de ações que apresentavam menor integração com o mercado dos EUA foram aqueles que continham a maior probabilidade de obter ganhos, através da diversificação de carteiras, durante o período da crise financeira de 2008.

De forma complementar Ibrahim (2009) e Jouini, Majdoub e Bouhouch (2013) centraram-se no estudo de mercados desenvolvidos e emergentes estudando a integração destes mercados. Em concreto Ibrahim (2009) investigou a integração financeira dos mercados da China, Indonésia, Japão, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2005. Os resultados sugerem que os mercados de crédito da região e os mercados de ações são parcialmente integrados, rejeitando a hipótese de diversificação das carteiras. De forma semelhante Jouini, Majdoub e Bouhouch (2013) observaram as relações de longo prazo entre os mercados de ações de países emergentes. Os autores propõem a existência de integração financeira, originando restrições relevantes, no que concerne à diversificação internacional das carteiras de investimento.

Em estudos mais recentes Abu-Alkheil et al. (2016) e Alotaibi e Mishra (2016) analisaram o nível de integração financeira e testaram as hipóteses da diversificação das carteiras. Abu-Alkheil et al. (2016) analisaram 32 mercados de ações islâmicos e 32 índices bolsistas convencionais, no período de 2002-2014. Os resultados dos testes econométricos revelam a ausência de integração financeira entre os 31 índices islâmicos, com exceção feita ao mercado do Paquistão. Em síntese os autores

sugerem que a ausência de integração financeira entre os 31 pares de índices islâmicos origina oportunidades aos investidores em realizar estratégias de diversificação das suas carteiras nestes mercados regionais. De forma complementar Alotaibi e Mishra (2016) examinaram o nível de integração financeira dos mercados do Golfo Pérsico, no período de 2002-2013. Os resultados propõem a existência de integração financeira nestes mercados financeiros, com exceção feita ao mercado da Arábia Saudita. Face a estes resultados a hipótese de diversificação das carteiras não é consistente para a maioria destes mercados regionais.

Testar a integração financeira entre mercados e deduzir a existência de hipóteses de diversificação das carteiras quando os mercados não são integrados, poderá dar origem a indícios distorcidos. Em estudos relativamente recentes os autores Ansari e Khan (2012) forneceram evidências de comportamentos irracionais por parte dos investidores e o seu reflexo nos preços das ações. Estes autores observaram uma forte correlação entre as séries de dados passados e futuros, o que torna possível ao investidor ter uma rentabilidade anómala quando seleciona uma estratégia de negociação adequada. Estes resultados perturbam parcialmente a hipótese de eficiência de mercado (EMH). Pois segundo Fama (1970) os preços refletem todas as informações disponíveis do mercado e qualquer previsão de mudanças de preços futuros, será portanto, meramente especulativo. Na mesma linha Majumder (2014) e Horta, Lagoa e Martins (2014) defendem a utilização de metodologia que consiga aferir memórias longas persistentes nas séries de dados. Segundo estes autores estes métodos permitem acompanhar a evolução da eficiência do mercado através do tempo.

Em sentido contrário este estudo está centrado nos mercados financeiros da América Latina, que tem características próprias e distintas de outros mercados regionais. A importância destes mercados emergentes não pode ser negada face a relevância desta região à escala global. Este ensaio irá testar a estabilidade das séries de dados, através da metodologia de Clemente et al. (1998), que postula quebras de estrutura. Em complementariedade iremos utilizar a metodologia de Gregory e Hansen (1996) que analisa a integração financeira entre mercados, assim como a data da ocorrência da quebra de estrutura. De forma suplementar e tendo presente a irregularidade dos dados será utilizado metodologias de análise fractal (*DFA* e *DCCA*).

### 1.3 Metodologia

Para avaliar a estacionariedade das séries temporais relativas aos sete mercados emergentes da América Latina iremos utilizar os testes ADF, PP e KPSS. No seguimento ainda da análise à estacionariedade das séries de dados, utilizaremos o teste de Clemente et al. (1998) com a intenção de avaliar a existência ou não de quebras de estrutura nos sete índices bolsistas.

Com o propósito de avaliar o nível de integração financeira iremos realizar o teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996). De forma complementar será aplicado o *Detrended Cross-Correlation Analysis* (*DCCA*) para corroborar a integração entre mercados, assim como o *Detrended Fluctuation Analysis* (*DFA*), com o propósito de avaliar a persistência das séries temporais.

A decisão de se empregar testes com hipóteses nulas opostas é mitigar o facto de que os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) têm baixa potência

quando comparados com metodologias econométricas que postulam quebras de estrutura (Maddala e Kim, 1998). De forma complementar Noman e Rahman (2010) ao examinarem a estacionariedade das séries de dados corroboram da ideia de que os resultados dos testes de raízes unitárias lineares (como por exemplo ADF e KPSS) podem conduzir a resultados distorcidos quando utilizados em séries temporais que apresentem quebras de estrutura.

Como complemento aos testes de estacionariedade ADF, PP e KPSS iremos utilizar a metodologia de Clemente et al. (1998). Este teste permite a identificação das eventuais quebras de estrutura, assim como o ano da sua ocorrência. Concretamente, a quebra estrutural origina uma alteração significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, modificação esta que pode ter um carácter estável ou transitório. Se a série é estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso inverso, terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial.

Deste modo, as avaliações das quebras estruturais no presente ensaio são fundamentais para fazer inferências sobre os efeitos e as suas implicações tal como o período em que ocorrem. Assim, evitam-se resultados espúrios, tal como rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, quando na verdade a série está sob efeito de uma quebra estrutural. Toda esta fundamentação é corroborada por diversos trabalhos empíricos, particularmente os autores Berkes, Horváth, Kokoszka e Shao (2006), Perron (2006), Andreou e Ghysels (2009), Lee e Strazicich (2003), entre outros.

A modelação de quebras estruturais em processos cointegrados tem sido um tema bastante estudado nos últimos anos. O motivo pelo qual os testes de cointegração padrão como o de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), não são apropriados para testar a cointegração com mudança de regime é que tais testes presumem que o vetor de cointegração é invariante no tempo.

Utilizando um modelo *VAR* (vetor autorregressivo), Seo (1998) deriva um teste LM (Multiplicador de Lagrange) para quebras estruturais, enquanto Inoue (1999) deriva um teste de posto para processos cointegrados com uma quebra. De forma distinta foram desenvolvidos modelos de cointegração com quebras estruturais, como o caso da estimação recursiva utilizada por Hansen e Johansen (1992) e a combinação de cointegração com processos markovianos formulada por Krolzig (1996). Hansen (2003) deriva uma estatística por máxima verosimilhança que assintoticamente se distribui como uma distribuição Qui-quadrado, para testar quebras estruturais para pontos conhecidos do tempo. Este estudo analisa a taxa de juro norte-americana e encontra evidências de existência de mudança de regime que coincidem com a mudança de política económica do banco central norte-americano em setembro de 1979 e outubro de 1982.

Os testes de cointegração com quebra estrutural deste ensaio serão concretizados através da metodologia de Gregory e Hansen (1996). Nesse estudo empírico, os autores preocuparam-se com um modelo geral de teste, em que o vetor de cointegração varia com o tempo. O método desenvolvido por Gregory e Hansen (1996) é considerado um complemento do teste ADF, também se poderá afirmar, na óptica econométrica, como uma versão multivariada do modelo de Zivot e Andrews (1992). Segundo os autores, a existência de quebras estruturais pode levar a conclusões erróneas em torno da aceitação da hipótese nula de não cointegração e, portanto, a inexistência de qualquer tipo de relação de longo prazo entre variáveis  $I(1)$ .

Apesar de não se utilizar diretamente o expoente de Hurst será aplicado uma metodologia que indiretamente propõe a mesma informação: a *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)*. A *DFA* é um método de análise que examina a dependência temporal em séries de dados não estacionários. Esta técnica ao assumir que as séries temporais são não estacionárias evita resultados espúrios quando a análise incide sobre as relações das séries de dados no longo prazo. Esta metodologia foi desenvolvida por Peng et al. (1994), tendo a mesma, a sua origem no estudo do comportamento do *DNA*. Posteriormente este método foi utilizado para examinar o comportamento de séries financeiras. A *DFA* tem a seguinte interpretação:  $0 < \alpha < 0,5$ : série anti persistente;  $\alpha = 0,5$  série apresenta *random walk*;  $0,5 < \alpha < 1$  série persistente.

A função desta técnica é examinar a relação entre os valores  $x_k$  e  $x_{k+t}$  em diferenciados momentos (Sukpitak e Hengpunya, 2016), (Ferreira, Dionísio, Guedes e Zebende, 2018).

Considere-se um conjunto de dados  $x_k$ , com  $k = 1, \dots, t$  observações equidistantes. O primeiro passo da *DFA* é a construção de uma nova série

$$x(t) = \sum_{k=1}^t x_k \quad (1.1)$$

O segundo passo compreende em obter a tendência  $z(t)$  de cada fração, através do método dos mínimos quadrados, obtendo-se a série subtraída da tendência (*detrended*), ou seja

$$x_s(t) = x(t) - z(t) \quad (1.2)$$

A aplicação originária assume que a tendência presente em cada uma das caixas é uma tendência linear, ou seja  $Z(t) = at + b$  sendo que as aplicações subsequentes indicam que é provável conter outras tendências polinomiais, (Kantelhardt, Koscielny-Bunde, Rego, Havlin e Bunde, 2001). Para cada caixa obtém-se o valor da equação da tendência pelo método dos mínimos quadrados e posteriormente estima-se a raiz do desvio quadrado médio entre as séries  $x(t)$  e  $Z(t)$ , sendo a função da *DFA* dado por:

$$F(s) = \sqrt{\frac{1}{2N} \sum_{t=1}^{2N} [x_s(t)]^2} \quad (1.3)$$

Estimando a média de  $F(s)$  para todas as caixas centralizadas em  $s$  gera-se o valor das flutuações  $\langle F(s) \rangle$ , em função de  $s$ . Esta estimação será repetida para todos os valores distintos de  $s$ , esperando-se um processo de uma *power-law*, ou seja

$$\langle F(s) \rangle \sim s\alpha^\alpha \quad (1.4)$$

O coeficiente de correlação cruzada depende do comprimento da caixa  $s$  (escala temporal). Uma das vantagens do coeficiente de correlação cruzada sem tendência está centrada na hipótese de determinar correlações entre duas séries temporais não estacionárias em diferentes escalas temporais. O coeficiente de correlação cruzada  $DCCA$  varia dentro do intervalo  $-1 \leq \rho DCCA \leq 1$ , logicamente 1 significa correlação cruzada perfeita, -1 significa anti correlação cruzada perfeita e 0 significa que não existe correlação.

Assim, para uma melhor compreensão do  $\rho DCCA$  apresentaremos o seu algoritmo em cinco etapas, a saber:

Etapa 1: Considerando duas séries temporais,  $x_t$  e  $y_t$ , com  $t = 1, 2, 3, \dots, N$  ( $N$  é o tamanho das séries temporais). Assim sendo integra-se essas séries temporais, obtendo duas novas séries

$$xx_k = \sum_{t=1}^k x_t \text{ e } yy_k = \sum_{t=1}^k y_t \quad (1.5)$$

Etapa 2: Divide-se as duas séries integradas,  $xx_k$  e  $yy_k$  em  $(N - S)$ , as caixas sobrepostas de idêntico comprimento  $s$ , com:

$$4 \leq s \leq \frac{N}{4} \quad (1.6)$$

Etapa 3: Calcula-se a tendência local de cada caixa pelo ajuste dos mínimos quadrados de cada série,  $xP_i(k)$  e  $yP_i(k)$ . Adicionalmente, estimamos a covariância dos resíduos em cada caixa por:

$$f_{xy}^2(s, i) = \frac{1}{(s+1)} \sum_{k=1}^{i+s} (xx_k - xP_i(k))(yy_k - yP_i(k)) \quad (1.7)$$

Etapa 4: As médias de  $(N - S)$ , são as caixas sobrepostas sendo as mesmas calculadas para obter uma nova função covariância:

$$F_{xy}^2(s) = \frac{1}{(N-s)} \sum_{i=1}^{N-s} f_{xy}^2(s, i) \quad (1.8)$$

Etapa 5: Finalmente, estima-se o coeficiente de correlação cruzada  $\rho DCCA$  por:

$$\rho DCCA(s) = \frac{F_{xy}^2(s)}{F_{xx}(s)F_{yy}(s)} \quad (1.9)$$

Tendo presente o objetivo deste ensaio serão analisadas as correlações cruzadas sem tendência entre os diversos mercados da América Latina, através da conjugação entre os expoentes  $\alpha_{DFA}$  e  $\lambda_{DCCA}$ .

#### 1.4 Fonte de Dados e Caracterização das Variáveis

Nesta secção serão apresentados os índices a estudar. Em seguida procederemos ao estudo da sua evolução temporal, assim como a análise das medidas de estatísticas descritivas dos índices dos preços em análise. Adicionalmente iremos analisar a estacionariedade das séries de dados recorrendo aos testes ADF, PP e KPSS. De forma complementar será avaliado a estacionariedade dos índices de preços em contexto de quebras de estrutura (Clemente et al., 1998).

## Fontes de Dados

Com o propósito de analisar a integração financeira na América Latina, em contexto de crises financeiras, examinamos sete índices representativos da Região LAC. O conjunto destes mercados emergentes incluiu os mercados da região LAN (*Latino American North*) e LAS (*Latino American South*), nomeadamente os mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México e Venezuela.

O período da amostra compreende os anos de 04/01/1999 a 14/10/2016, sendo 4.640 observações por mercado. Os dados relativos às cotações diárias dos índices, designadamente, os índices de preços dos diversos mercados foram obtidos junto da base de dados *DataStream* e encontram-se cotados em dólares norte-americanos.

Numa primeira fase pensou-se em alargar o período amostral, com o propósito de fornecer resultados mais sólidos sobre estes mercados emergentes, que têm sido tão fustigados desde a década de 80 do século passado. Apesar de diversas tentativas, os dados eram de difícil acesso e, optamos por deixar de lado a ideia inicial. Face a esta situação considerou-se os períodos das crises mais recentes. Para examinar a crise *Dot-com*, considerou-se o período de 04/01/1999 a 31/03/2003.

No que respeita a datar a crise do *subprime* a 1 de agosto de 2007 prende-se com o ponto de rutura de acordo com a literatura existente. De facto, Fry, Martin e Tang (2010) afirma que “... a crise do *subprime* dos EUA começou em meados de 2007...”, já Gallegati (2012) reconhece que “... a explosão da bolha hipotecária *subprime* dos EUA foi em agosto de 2007 (data de consenso da crise)”. Os autores que estimaram a data da rutura também assinalam agosto de 2007 como o início da crise. Phillips e Yu (2011) encontraram indícios de que a bolha de preços imobiliários surgiu em agosto de 2007. Veja-se também que, em agosto de 2007, o Banco BNP Paribas fechou dois fundos mútuos expostos à crise do *suprime*, o que foi visto pelos mercados como um evento significativo. Concretamente o subperíodo da crise financeira global compreende o intervalo de tempo de 01/08/2007 a 14/10/2016.

Para além dos períodos de crise, foi ainda considerado um terceiro período, que corresponde a uma situação de uma certa estabilidade de mercado, entre 01/04/2003 e 31/07/2007. Ou seja, o horizonte temporal compreendido entre as duas crises financeiras.

O conjunto de mercados emergentes incluiu os mercados da região LAN (*Latino American North*) e LAS (*Latino American South*). A composição dos índices de mercados da região LAC são os seguintes, a saber:



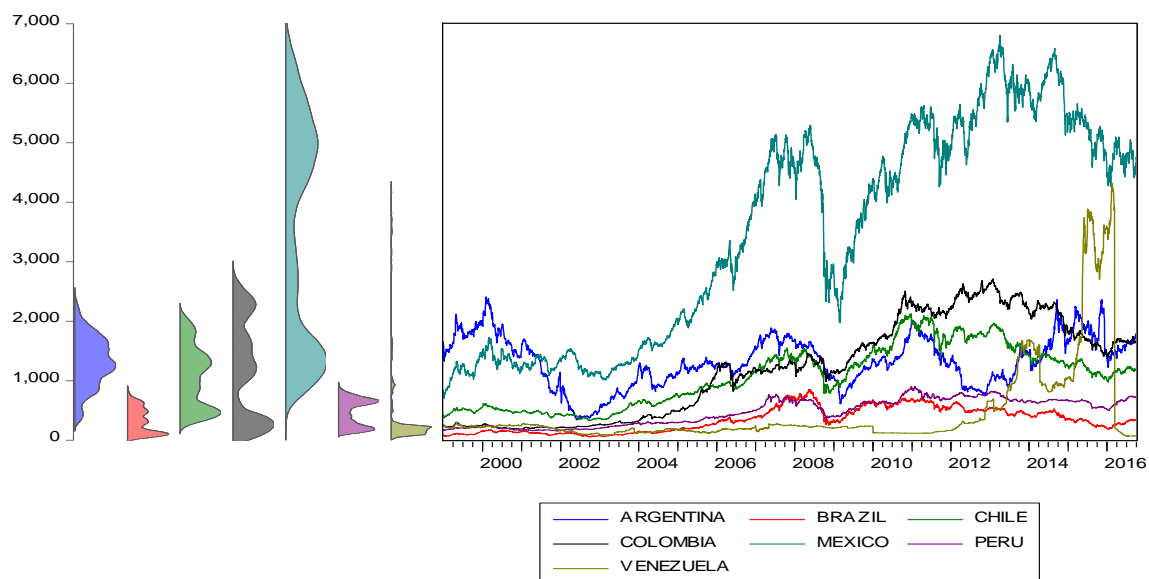
**Tabela 1.1 - Principais mercados da América Latina**

Índice	Cód.	Cidade / País
São Paulo Stock Exchange Index	BRA	São Paulo / Brasil
Colombia Stock Exchange General Index	COL	Bogotá / Colombia
Buenos Aires Stock Exchange Merval Index	ARG	Buenos Aires / Argentina
Caracas Stock Exchange General Index	VEN	Caracas / Venezuela
Lima Stock Exchange General Index	PER	Lima / Peru
Santiago Stock Exchange IGPA Index	CHI	Santiago / Chile
México Stock Market Index	MÉX	Cidade do México / México

Fonte: Elaboração própria.

A figura 1.1 mostra as evoluções dos índices de preços, em níveis, dos mercados financeiros da América Latina, designadamente os mercados da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México e Venezuela no período que compreende 04 de janeiro de 1999 a 14 de outubro de 2016, sendo o mesmo um período complicado, em virtude de compreender dois subperíodos de crise (*Dot-com* e CFG). Os índices de preços representados revelam claramente a instabilidade vivida nestes mercados nos períodos 2000-2003 e 2007-2009. Também é possível verificar uma tendência de crescimento entre os anos de 2004-2006.

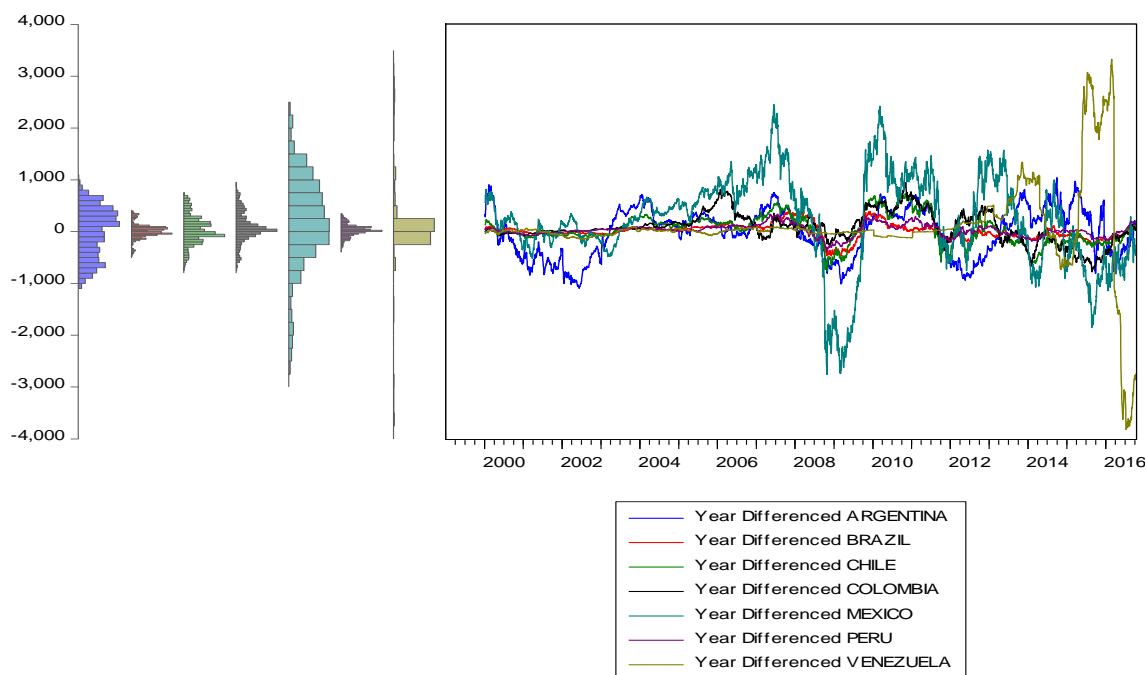
**Figura 1.1 – Evolução temporal, em níveis, dos 7 índices bolsistas, no período de 04/01/1999 a 14/10/2016**



Nota: DataStream Base 100: 4 de janeiro de 1999, 4640 pontos de dados.

A figura 1.2 mostra as evoluções dos índices de preços, em primeiras diferenças anuais, dos mercados financeiros da América Latina. Em todas as séries nota-se uma dispersão relativamente elevada em torno da média, assim como um comportamento relativamente sincronizado entre as séries de dados. Através da análise gráfica observa-se a existência de uma volatilidade elevada no período 2007-2009.

**Figura 1.2 – Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, dos 7 índices bolsistas, no período de 04/01/1999 a 14/10/2016**



Nota: DataStream Base 100: 4 de janeiro de 1999, 4639 pontos de dados

### Estatísticas descritivas e estacionariedade das séries de dados

Na tabela 1.2 apresentam-se os valores relativos às estatísticas descritivas dos índices de preços referentes aos sete mercados bolsistas da Região LAC. Caso fossem calculadas as suas rendibilidades provavelmente os valores estariam próximos de zero, o que iria de acordo com a teoria financeira clássica de que a média das rendibilidades, quanto maior o intervalo de tempo, tenderá para zero.

**Tabela 1.2 - Estatísticas descritivas dos índices de preços, período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MÉX	VEN
Mean	1328,76	340,53	1068,81	1204,14	476,21	3468,62	457,95
Std. Dev.	419,48	207,06	502,63	810,76	220,75	1817,56	746,63
Skewness	-0,1374	0,32	0,19	0,14	-0,09	-0,01	3,27
Kurtosis	2,59	1,84	1,86	1,61	1,48	1,45	13,58
Observações	4.640	4.640	4.640	4.640	4.640	4.640	4.640

Fonte: Elaboração própria.

Como estamos a estimar os índices de preços em vez de rendibilidades, devemos analisar a natureza (não) estacionária das séries de dados dos mercados emergentes da América Latina. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas. Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) apresenta hipóteses opostas. A intersecção dos testes de raízes unitárias mostra a não estacionariedade dos índices de preços, em níveis (Tabela 1.3).

Face a esta posição, efetuamos novos testes, utilizando as primeiras diferenças e, ambos os testes sugerem a estacionariedade em primeiras diferenças, ou seja, as séries de dados são  $I(1)$ . Os resultados são, portanto, consistentes em ambos os casos e, levam-nos a concluir que os índices de preços em análise são de facto integrados de primeira ordem (Tabela 1.4).

**Tabela 1.3 – Testes à estacionariedade dos índices de preços, em níveis, dos mercados latino-americanos, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MÉX	VEN
ADF I (0)	-2,21 (1)	-1,57 (1)	-1,42 (1)	-1,04 (1)	-1,09 (1)	-1,44 (1)	-2,63 (0)
PP (0)	-2,13 (2)	-1,54 (21)	-1,39 (5)	-1,03 (2)	-1,16 (22)	-1,39 (14)	-3,06 (21)
KPSS I (0)	0,84 (53)***	4,73 (53)***	6,44 (53)***	7,70 (53)***	7,30 (53)***	7,68 (53)***	2,71 (53)***
Observações	4640	4640	4640	4640	4640	4640	4640

Fonte: Elaboração própria.

Nota: No teste ADF utilizou-se o critério (Lag Length – Automatic – baseado on SIC), no PP (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel), no KPSS (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel). Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \* representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

**Tabela 1.4 – Testes à estacionariedade dos índices de preços, em primeiras diferenças, dos mercados latino-americanos, no período completo**

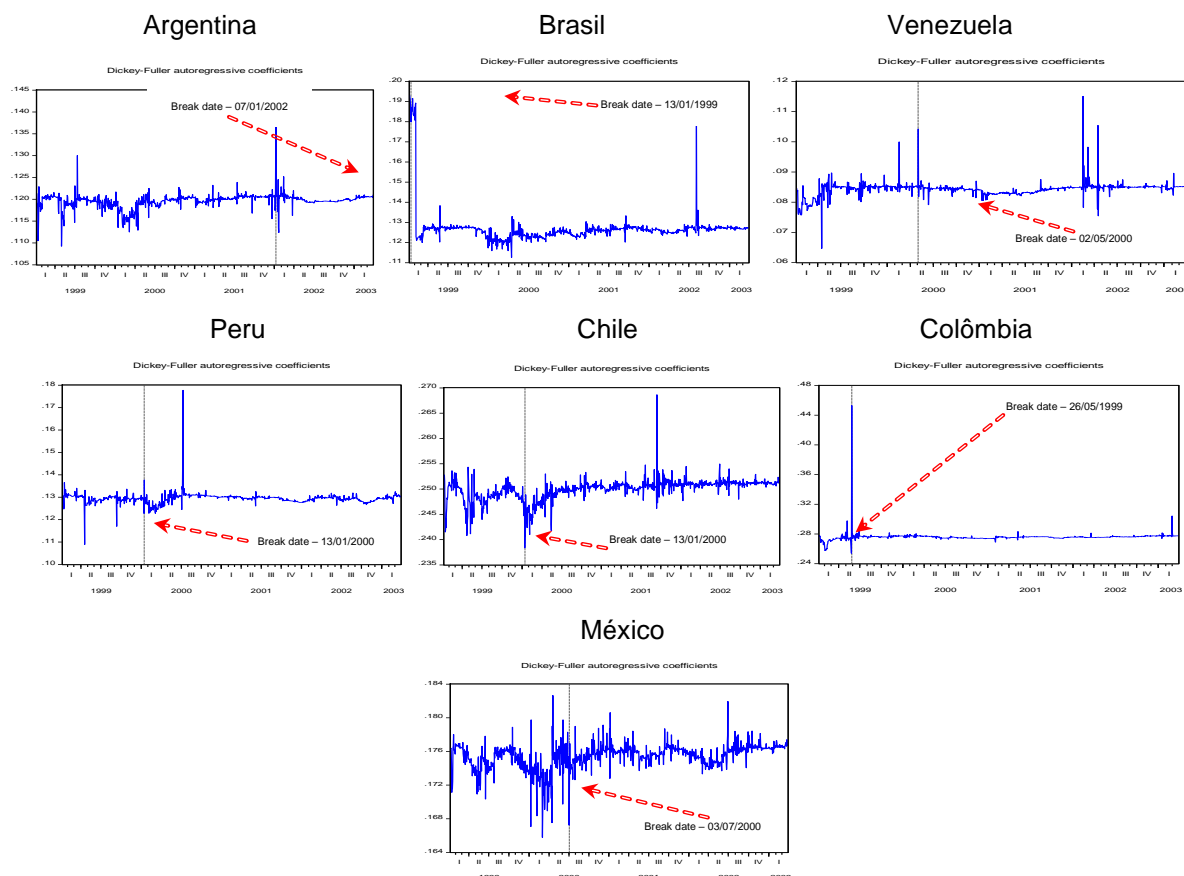
	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MÉX	VEN
ADF I (1)	-61,25 (0)***	-64,96 (0)***	-58,96 (0)***	-60,90 (0)***	-57,42 (0)***	-61,15 (0)***	-66,18 (0)***
PP (1)	-61,44 (8)***	-64,91 (24)***	-58,64 (11)***	-60,89 (5)***	-58,41 (18)***	-60,84 (18)***	-66,79 (20)***
KPSS I (1)	0,09 (1)	0,15 (22)	0,20 (5)	0,29 (2)	0,08 (22)	0,11 (14)	0,03 (20)
Observações	4640	4640	4640	4640	4640	4640	4640

Fonte: Elaboração própria.

Nota: No teste ADF utilizou-se o critério (Lag Length – Automatic – baseado on SIC), no PP (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel), no KPSS (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel). Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \* representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

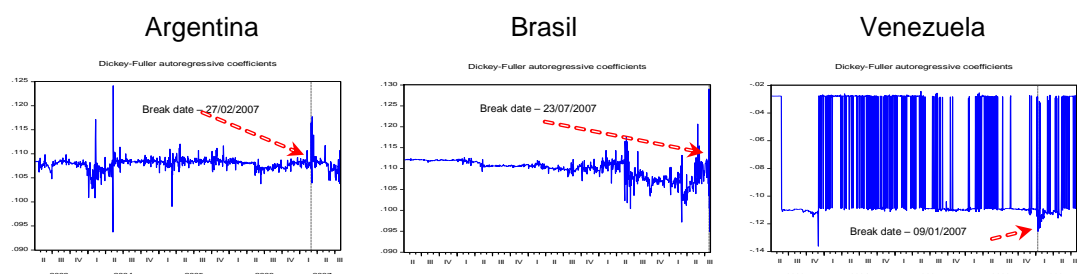
Em virtude da existência de indícios relevantes no que concerne a quebras de estrutura nos mercados da América Latina, utilizamos o teste de Clemente et al. (1998). Consideramos que as quebras de estrutura existentes nestes mercados bolsistas, no subperíodo da crise financeira *Dot-com*, não se limitam unicamente a esta crise, mas sim à conjugação das crises do México, da Ásia, da Rússia e, do Brasil.

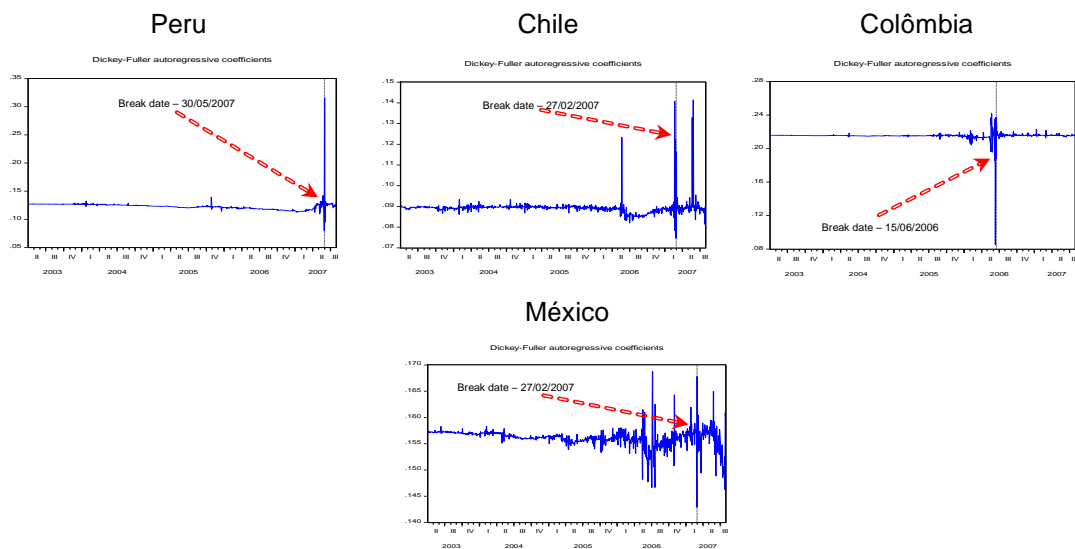
**Figura 1.3 – Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo *Dot-com***



Em relação ao subperíodo Tranquilo as quebras de estrutura situam-se nos anos de 2005, 2006 e 2007 ou seja num intervalo de tempo onde já existiam incumprimentos no pagamento das hipotecas do crédito concedido nos EUA, com a tipologia *Subprime*. Adicionalmente estes créditos haviam sido alvo de titularização (*asset-backed securities – ABS*), como também já se assinalavam resgates significativos de CDS's junto da contraparte. Esta conjugação de condições proporcionou a falta de confiança e liquidez nos mercados, sendo os resultados previsíveis.

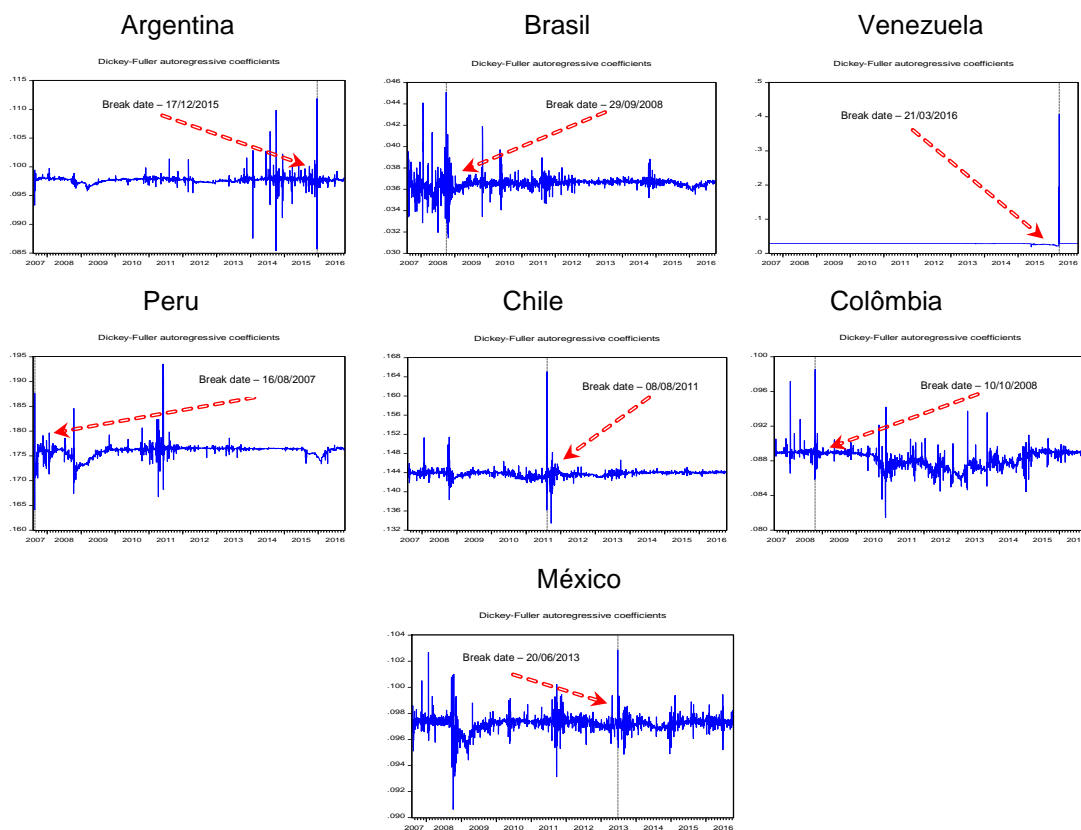
**Figura 1.4 – Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo *Tranquilo***





No que respeita ao subperíodo da crise financeira global, os nove índices bolsistas apresentam quebras de estrutura entre 2008 e 2016 . Estes resultados são corroborados pelos autores Boamah, Watts e Loudon (2017) que também detetaram quebras de estruturas nas séries de dados.

**Figura 1.5 – Quebras de estrutura nos mercados latino-americanos – Subperíodo CFG**



## 1.5 Resultados

Este ensaio tem por objetivo analisar o nível de integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto das crises financeiras das empresas tecnológicas e CFG. As variáveis em análise são não estacionárias e mostram quebras de estrutura em todos os mercados e nos três subperíodos. Os resultados surgem após a realização do teste de Clemente et al. (1998). Quando se deteta quebras de estrutura as metodologias de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) não são adequadas para testar a cointegração com mudanças de regime, pois tais testes presumem que o vetor de cointegração é invariante no tempo.

Nesse sentido, utilizamos a metodologia de Gregory e Hansen (1996), tendo sido a amostra dividida em três subperíodos. O primeiro subperíodo foi dedicado à crise *Dot-com*. O segundo refere-se a um período de uma aparente acalmia nos mercados. O terceiro e último subperíodo mostram a crise financeira global. A metodologia utilizada postula que na hipótese nula existe uma ausência de cointegração e é testada contra a hipótese alternativa de existência de cointegração, ou seja, relações de longo prazo entre os mercados. Desta forma, analisar-se-á o comportamento e grau de integração entre as variáveis.

Na tabela 1.5, observam-se os resultados do teste referentes ao subperíodo da crise *Dot-com*. Os resultados mostram 8 pares de mercados cointegrados com quebra de estrutura (em 42 possíveis cointegrações). Facilmente se deteta que o mercado da Colômbia é o índice bolsista que mais cointegra com os seus pares, com 3 cointegrações (em 6 possíveis). O mercado do Brasil mostra 2 cointegrações (em 6 possíveis). As Bolsas de Valores do Chile, México e da Venezuela apresentam 1 cointegração com os seus pares.

**Tabela 1.5 - Testes de Gregory-Hansen\_Subperíodo\_Dot-com**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data	Resultados
Brasil / Colômbia	-5,17**	Trend	1	11/11/1999	Cointegração
Brasil / México	-5,03**	Trend	1	25/05/2001	Cointegração
Colômbia / Argentina	-4,75*	Regime	5	11/02/2000	Cointegração
Colômbia / Brasil	-5,77***	Regime	2	11/05/2000	Cointegração
Colômbia / Chile	-4,91*	Trend	5	08/12/1999	Cointegração
Chile / Peru	-5,21**	Trend	10	08/03/2000	Cointegração
México / Brasil	-5,44**	Trend	1	11/05/2001	Cointegração
Venezuela / Colômbia	-4,92*	Regime	8	31/10/2001	Cointegração

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelos autores (software: Stata). Optou-se pelo critério de informação AIC. Os valores críticos são encontrados em Gregory-Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na tabela 1.6 são exibidos os resultados do teste de Gregory e Hansen (1996) relativos ao subperíodo Tranquilo. Os resultados propõem a existência de 10 pares de mercados a cointegrarem (em 42 possíveis). O mercado do México cointegra por três vezes com os seus pares (em 6 possíveis). No que respeita aos mercados da Colômbia e do Peru os resultados sugerem 2 cointegrações com os seus pares regionais. Os restantes mercados cointegram uma única vez com os seus pares, com exceção feita ao mercado venezuelano.

**Tabela 1.6 - Testes de Gregory-Hansen\_Subperíodo\_Tranquilo**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data	Resultados
Argentina / Chile	-4,78*	Trend	3	11/12/2003	Cointegração
Brasil / Venezuela	-4,92*	Regime	2	19/05/2005	Cointegração
Chile / México	-4,74*	Regime	5	21/12/2005	Cointegração
Colômbia / Brasil	-4,73*	Regime	1	09/05/2006	Cointegração
Colômbia / México	-4,75*	Regime	1	24/10/2005	Cointegração
México / Chile	-5,07**	Regime	1	28/11/2005	Cointegração
México / Colômbia	-5,63***	Regime	0	10/05/2006	Cointegração
México / Peru	-5,53**	Trend	1	26/10/2006	Cointegração
Peru / Brasil	-5,50***	Regime	1	05/05/2006	Cointegração
Peru / México	-5,69***	Regime	1	24/11/2006	Cointegração

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelos autores (software: Stata). Optou-se pelo critério de informação AIC. Os valores críticos são encontrados em Gregory-Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na tabela 1.7 são mostrados os resultados da metodologia de Gregory e Hansen (1996), relativos ao subperíodo da crise financeira global. Os resultados propõem a existência de 10 pares de mercados a cointegrarem (em 42 possíveis). O mercado do Peru, neste período de crise, é o índice bolsista que apresenta um maior nível de cointegração. Concretamente este mercado exhibe 3 cointegrações com os seus pares (em 6 possíveis). Em relação ao mercado colombiano apresenta 2 cointegrações (em 6 possíveis). Em relação aos restantes mercados os mesmos cointegram com os seus pares regionais por uma única vez. Em relação às quebras de estrutura há ainda a destacar que as mesmas foram acentuadas no período 2010-2015, ou seja num lapso temporal diferente do auge da crise do *subprime* (2007-2009). Estes resultados sugerem que as implementações de estratégias de diversificação das carteiras nestes mercados regionais são exequíveis.

**Tabela 1.7 - Testes de Gregory-Hansen\_Subperíodo\_CFG**

Mercados	Estatística t	Método	Lags	Data	Resultados
Argentina / Brasil	-4,75*	Regime	3	22/01/2014	Cointegração
Brasil / Venezuela	-4,81*	Regime	0	12/01/2010	Cointegração
Colômbia / Chile	-5,09**	Trend	1	18/12/2014	Cointegração
Colômbia / Peru	-5,69***	Trend	1	22/01/2010	Cointegração
Chile / Colômbia	-5,68***	Trend	2	18/12/2014	Cointegração
México / Venezuela	-5,72***	Regime	1	13/01/2010	Cointegração
Venezuela / Peru	-5,50***	Regime	5	09/07/2013	Cointegração
Peru / Brasil	-5,82***	Trend	4	09/08/2013	Cointegração
Peru / Chile	-4,84*	Regime	1	14/10/2015	Cointegração
Peru / Venezuela	-6,81***	Regime	0	13/01/2010	Cointegração

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelos autores (software: Stata). Optou-se pelo critério de informação AIC. Os valores críticos são encontrados em Gregory-Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e Zt são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro Za os valores críticos são: -57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As tabelas **1.8**, **1.9** e **1.10** mostram os resultados da metodologia *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* que compreende o período *Dot-com*, Tranquilo e da CFG. Quando o coeficiente *H*, dado pelo declive da reta, é igual a 0,5, as séries de dados exibem um comportamento *randow walk*; quando é superior a 0,5 e inferior a 1, diz-se que as séries são persistentes; para os valores entre 0 e 0,5, as séries sugerem anti persistência ou têm memória de curto prazo (Guedes, Dionísio, Ferreira e Zebende, 2017).

A tabela **1.8** exibe os resultados da *DFA* relativos ao subperíodo da crise *Dot-com*. O mercado chileno apresenta persistência significativa. Os restantes mercados, designadamente, os mercados do Brasil, Colômbia, Peru e México a rejeição da hipótese *randow walk* ocorre, mas o valor da *DFA* situa-se no parâmetro 0,5.

**Tabela 1.8 - Resultados do DFA relativo ao subperíodo Dot-com**

	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MEX	VEN
<b>H</b>	0,49	0,52***	0,62***	0,56***	0,52 **	0,51*	0,46**
<b>σ</b>	(0,0064)	(0,0076)	(0,0098)	(0,0048)	(0,0086)	(0,0059)	(0,0094)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A tabela **1.9** mostra os resultados da metodologia *DFA* referentes ao subperíodo Tranquilo. Os resultados sugerem que as propriedades de memória dos índices dos preços descenderam quando comparados com a crise financeira *Dot-com*. Concretamente durante este período de acalmia e ascensão dos mercados bolsistas não subsistiu, na sua maioria, a rejeição da hipótese nula (*randow walk*), ou seja, as propriedades da memória destes índices bolsistas não são persistentes.



**Tabela 1.9 - Resultados do DFA relativo ao subperíodo Tranquilo**

	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MEX	VEN
<b>H</b>	0,51*	0,47	0,50	0,55***	0,45	0,47	0,44**
<b><math>\sigma</math></b>	(0,0058)	(0,0029)	(0,0047)	(0,0089)	(0,0034)	(0,0023)	(0,0066)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A tabela 1.10 exibe os resultados da DFA referentes ao subperíodo da crise financeira global e, podemos constatar que as persistências dos índices bolsistas não são significativas. Concretamente, este subperíodo tem um lapso temporal superior aos restantes o que poderá indiciar que os choques de 2007/2009 tem uma tendência para suavizar no tempo ou seja tendem para o equilíbrio de mercado.

**Tabela 1.10 - Resultados do DFA relativo ao subperíodo CFG**

	ARG	BRA	CHI	COL	PER	MEX	VEN
<b>H</b>	0,53***	0,50	0,51**	0,51*	0,58***	0,49	0,48**
<b><math>\sigma</math></b>	(0,0024)	(0,0099)	(0,0040)	(0,0060)	(0,0075)	(0,0058)	(0,0044)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 1.12 são apresentados os resultados dos coeficientes de Zebende (2011) referentes ao subperíodo Tranquilo e quando comparamos com o subperíodo da crise *Dot-com* (tabela 1.11), aferimos designadamente que as correlações cruzadas oscilaram, a saber:

- O Brasil com exceção feita ao mercado da Venezuela subiu significativamente os seus coeficientes de correlação com todos os mercados em análise;
- O mercado da Argentina elevou os seus coeficientes de correlação com os mercados do Brasil, Chile e Colômbia, manteve com o Peru e baixou os seus coeficientes com a Venezuela e o México;
- A Bolsa de Valores da Venezuela com exceção feita aos mercados do Chile diminuiu os seus coeficientes de correlação com os restantes mercados;
- O mercado do Peru em termos gerais encurtou os seus coeficientes de correlação com as bolsas de valores em análise, com exceção feita aos mercados do Brasil e do Chile;
- A Bolsa de Valores do Chile subiu os seus coeficientes de correlação com os restantes mercados;
- A Bolsa de Valores da Colômbia, com exceções feitas aos mercados da Venezuela e do Peru, subiu os seus coeficientes de correlação com os restantes mercados;
- O índice mexicano desceu os seus coeficientes de correlação com os mercados da Argentina, Peru e Venezuela e elevou os seus coeficientes de correlação com as Bolsas de Valores do Brasil, Chile e da Colômbia.

**Tabela 1.11 - *Dot-com***  
**Coeficiente *p*DCCA**

	BRA	ARG	VEN	PER	CHI	COL	MEX
BRA		0,49**	0,28**	0,33**	0,78**	0,13**	0,83**
ARG	0,49**		0,52**	0,34**	0,38**	0,18**	0,51**
VEN	0,28**	0,52**		0,20**	0,15**	0,27**	0,27**
PER	0,33**	0,34**	0,20**		0,33**	0,21**	0,56**
CHI	0,78**	0,38**	0,15**	0,33**		0,18**	0,51**
COL	0,13**	0,18**	0,27**	0,21**	0,18**		0,42*
MEX	0,83**	0,51**	0,27**	0,56**	0,51**	0,42**	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10 % respectivamente.

**Tabela 1.12 - Tranquilo**  
**Coeficiente *p*DCCA**

	BRA	ARG	VEN	PER	CHI	COL	MEX
BRA		0,83**	0,19**	0,85**	0,86**	0,86**	0,87**
ARG	0,83**		0,19**	0,34**	0,48**	0,28**	0,48**
VEN	0,19**	0,19**		0,05**	0,19**	0,17**	0,19**
PER	0,85**	0,34**	0,05**		0,47**	0,12**	0,34**
CHI	0,86**	0,48**	0,19**	0,47**		0,48**	0,52**
COL	0,86**	0,28**	0,17**	0,12**	0,48**		0,71**
MEX	0,87**	0,48**	0,19**	0,34**	0,52**	0,71**	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Na tabela 1.13 são mostrados os resultados dos coeficientes de Zebende (2011) relativos ao subperíodo crise financeira global e quando comparamos com o subperíodo da crise *Dot-com* aferimos designadamente que as correlações cruzadas oscilaram, a saber:

- A Bolsa de Valores do Brasil neste subperíodo de crise severa elevou as suas correlações com todos os mercados com exceção feita aos mercados da Argentina e Venezuela;
- A Argentina baixou os seus coeficientes de correlação com os mercados do Brasil e Venezuela tendo subido os seus coeficientes com os restantes mercados;
- A Bolsa de Valores da Venezuela é o mercado que mais oscilou na crise do *subprime* pois os coeficientes persistentes que detinham na crise *Dot-com* transitaram para relações anti persistentes com os mercados em análise. Esta posição não induz que este mercado ostente uma melhor eficiência em relação aos seus pares, simplesmente sugere que este mercado se apresenta isolado com seus pares regionais;
- O mercado do Peru, com exceção feita à Bolsa de Valores da Venezuela, aumentou de forma acentuada os seus coeficientes correlação com os restantes mercados;
- A Bolsa de Valores do Chile elevou os seus coeficientes de correlação com todos os mercados, com exceção feita ao mercado venezuelano;
- A Colômbia no subperíodo da crise financeira global mostra que os seus coeficientes de correlação aumentarem significativamente em todos os mercados, com exceção feita à Bolsa de Valores da Argentina que passou de uma correlação persistente para uma ligação anti persistente;
- A Bolsa de Valores do México, com exceção feita ao mercado da Venezuela, elevou acentuadamente os seus coeficientes de correlação neste período de crise severa.

Os resultados obtidos comprovam as sugestões até aqui alcançadas, que durante a crise financeira de 2007/2008, os coeficientes de correlação subiram quando comparados com a Crise *Dot-com*. Adicionalmente o índice venezuelano mostra correlações anti persistentes o que poderá evidenciar que este mercado apresenta algum afastamento com os seus pares regionais.

No que concerne aos resultados propostos por esta metodologia, os mesmos são semelhantes com as restantes, quando comparados com o estado da arte, estas evidências são robustas daí que alguns autores se mencionem à atual crise financeira como a primeira crise global e a mais severa desde a “Grande Depressão” dos anos 1929/30 (Delcoure e Singh, 2016; Claessens, Ariccia, Igan e Laeven, 2010; Bekaert, Ehrmann, Fratzscher e Mehl, 2011; Lin e Treichel, 2012).

**Tabela 1.13 – Crise Financeira Global**  
**Coeficiente *p*DCCA**

	BRA	ARG	VEN	PER	CHI	COL	MEX
BRA		0,47**	-0,13**	0,81**	0,77**	0,67**	0,82**
ARG	0,47**		-0,02**	0,44**	0,40**	0,28**	0,59**
VEN	-0,13**	-0,02**		-0,27**	-0,16**	-0,19**	-0,13**
PER	0,81**	0,44**	-0,27**		0,92**	0,80**	0,86**
CHI	0,77**	0,40**	-0,16**	0,92**		0,77**	0,78**
COL	0,67**	0,28**	-0,19**	0,80**	0,77**		0,71**
MEX	0,82**	0,59**	-0,13**	0,86**	0,78**	0,71**	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10 % respetivamente.

**Tabela 1.11 – *Dot-com***  
**Coeficiente *p*DCCA**

	BRA	ARG	VEN	PER	CHI	COL	MEX
BRA		0,49**	0,28**	0,33**	0,78**	0,13**	0,83**
ARG	0,49**		0,52**	0,34**	0,38**	0,18**	0,51**
VEN	0,28**	0,52**		0,20**	0,15**	0,27**	0,27**
PER	0,33**	0,34**	0,20**		0,33**	0,21**	0,56**
CHI	0,78**	0,38**	0,15**	0,33**		0,18**	0,51**
COL	0,13**	0,18**	0,27**	0,21**	0,18**		0,42*
MEX	0,83**	0,51**	0,27**	0,56**	0,51**	0,42**	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10% respetivamente.

## 1.6 Conclusão

Neste ensaio, investigamos o nível de integração financeira entre os mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, Venezuela e México, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e CFG. O objetivo foi compreender o comportamento das relações de longo prazo entre os mercados, em contexto das crises financeiras *Dot-com* e da CFG, assim como avaliar a diversificação das carteiras nestes mercados regionais.

Realizamos três testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro teste estima se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de integração financeira. O segundo avalia se os índices de preços exibem memórias longas em períodos de crise e pré-crise, através da metodologia *DFA*. O terceiro e último teste, utiliza o coeficiente de correlação cruzada sem tendência (*DCCA*), para avaliar se as correlações dos mercados aumentaram devido às crises financeiras.

Os resultados do primeiro teste propõem que os mercados são parcialmente integrados em períodos de crise e de não crise. Estes indícios só por si poderiam lançar alguma dinâmica sobre os mercados que não cointegraram em períodos de crise e não crise, designadamente a hipótese de diversificação das carteiras nestes mercados regionais.

Os resultados do segundo teste podem ser definidos em dois pontos. Em primeiro lugar, os mercados emergentes da América Latina apresentam, na sua maioria, memórias longas não persistentes. Tais indícios contrariam o estudo desenvolvido por Di Matteo, Aste e Dacorogna (2005) isto é, os mercados emergentes exibem, por norma, memórias longas persistentes. Em segundo lugar, consideramos que as propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 1999 a 2010 tenderam a corrigir para o equilíbrio de mercado nos anos 2010-2016.

O objetivo do terceiro teste foi determinar se a crise financeira *Dot-com* e crise financeira global causaram um aumento na correlação entre os vários mercados da América Latina. Isso foi alcançado utilizando a metodologia *DCCA* (Zebende, 2011). Os resultados sugerem que a crise financeira global motivou um aumento significativo na correlação entre mercados.

A conclusão geral a reter e sustentada nos resultados obtidos, através dos testes efetuados com modelos econométricos, demonstra que as crises financeiras tiveram um impacto significativo sobre as propriedades de memória dos índices dos mercados de ações da América latina, com uma tendência para suavizar nos últimos anos da amostra. Adicionalmente há a destacar o eventual isolamento do mercado da Venezuela relativo aos seus pares regionais. Por fim, podemos concluir que existiu um reequilíbrio nestes mercados regionais o que poderá criar condições para a implementação de estratégias de diversificação das carteiras eficientes.

A presente investigação recorreu a índices gerais, de frequência diária, para analisar as ligações entre os mercados bolsistas. Com um continuar da investigação poderá considerar-se índices setoriais dos mercados, em substituição dos índices gerais, para compreender as suas ligações no contexto internacional. De semelhante forma, seria também interessante recorrer a dados de frequência mais elevada, de base intradiária, cotações ao minuto, assim como incorporar variáveis macroeconómicas e financeiras para simplificar a análise das interações estabelecidas entre os diversos índices internacionais.

## BIBLIOGRAFIA

- Abu-Alkheil, A., Khan, W. A., Parikh, B., & Mohanty, S. K. (2016). *Dynamic co-integration and portfolio diversification of Islamic and conventional indices: Global evidence*. *Quarterly Review of Economics and Finance*. Board of Trustees of the University of Illinois. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.02.005>
- Alotaibi, A. R., & Mishra, A. V. (2016). Time Varying International Financial Integration for GCC Stock Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.03.001>
- Andreou, E., & Ghysels, E. (2009). Structural Breaks in Financial Time Series. In *Handbook of Financial Time Series* (pp. 839–870). [https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8\\_37](https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8_37)
- Ansari, V. A., & Khan, S. (2012). Momentum anomaly: evidence from India. *Managerial Finance*, 38(2), 206–223. <https://doi.org/10.1108/03074351211193730>
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Mehl, A. (2011). Global crises and equity market contagion. *Finance*, (May), 1–23. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1856881>
- Berkes, I., Horváth, L., Kokoszka, P., & Shao, Q. I. M. (2006). On discriminating between long-range dependence and changes in mean. *Annals of Statistics*, 34(3), 1140–1165. <https://doi.org/10.1214/009053606000000254>
- Boamah, N. A., Watts, E. J., & Loudon, G. (2017). Financial crisis, the real sector and global effects on the African stock markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 65, 88–96. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.10.002>
- Chang, E., Chen, C., Chi, J., & Young, M. (2008). IPO underpricing in China: New evidence from the primary and secondary markets. *Emerging Markets Review*, 9(1), 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2007.06.002>
- Claessens, S., Ariccia, G. D., Igan, D., & Laeven, L. (2010). Lessons and Policy Implications from the Global Financial Crisis. *IMF Working Papers*, 1–40. <https://doi.org/10.5089/9781451963021.001>
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175–182. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)
- Delcours, N., & Singh, H. (2016). BRIC or CBRI: It just doesn't sound as sexy, does it? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 230–239. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.02.002>

- Di Matteo, T., Aste, T., & Dacorogna, M. M. (2005). Long-term memories of developed and emerging markets: Using the scaling analysis to characterize their stage of development. *Journal of Banking and Finance*, 29(4), 827–851. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.08.004>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. *Journal of Banking and Finance*, 31(6), 1693–1712. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.006>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets-A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2329297>
- Ferreira, P., Dionísio, A., Guedes, E. F., & Zebende, G. F. (2018). A sliding windows approach to analyse the evolution of bank shares in the European Union. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 490, 1355–1367. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.08.095>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- Fry, R., Martin, V. L., & Tang, C. (2010). A New Class of Tests of Contagion With Applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(3), 423–437. <https://doi.org/10.1198/jbes.2010.06060>
- Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 56(11), 3491–3497. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2010.11.003>
- Gilmore, C. G., Lucey, B. M., & McManus, G. M. (2008). The dynamics of Central European equity market comovements. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 48(3), 605–622. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2006.06.005>
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(99\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(99)41685-7)
- Grubel, H. G. (1968). Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *American Economic Review*, 58(5), p1299. 16p. <https://doi.org/10.1126/science.151.3712.867-a>
- Guedes, E., Dionísio, A., Ferreira, P. J., & Zebende, G. F. (2017). DCCA cross-correlation in blue-chips companies: A view of the 2008 financial crisis in the Eurozone. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 479, 38–47. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.02.065>

- Hansen, H., & Johansen, S. (1992). Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models. *Institute of Mathematical Statistics University of Copenhagen Preprint 19931*.
- Hansen, P. (2003). Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model. *J Econometrics*, 114(2), 261–295. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00085-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00085-X)
- Hearn, B. (2014). The political institutional and firm governance determinants of liquidity: Evidence from North Africa and the Arab Spring. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(1), 127–158. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.03.006>
- Hearn, B., & Piesse, J. (2013). A reassessment of stock market integration in SADC: The determinants of liquidity and price discovery in Namibia. *Applied Financial Economics*, 23(2), 123–138. <https://doi.org/10.1080/09603107.2012.711938>
- Herrera, F. L., Salgado, R. J. S., & Ake, S. C. (2015). Volatility dependence structure between the Mexican Stock Exchange and the World Capital Market. *Investigacion Economica*, 74(293), 69–97. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.06.001>
- Horta, P., Lagoa, S., & Martins, L. (2014). The impact of the 2008 and 2010 financial crises on the Hurst exponents of international stock markets: Implications for efficiency and contagion. *International Review of Financial Analysis*, 35, 140–153. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.08.002>
- Ibrahim, S. (2009). East Asian financial integration: A cointegration test allowing for structural break and the role of regional institutions. *International Journal of Economics and Management*, 3(1), 184–203.
- Inoue, A. (1999). Tests of cointegrating rank with a trend-break. *Journal of Econometrics*, 90(2), 215–237. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00042-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00042-6)
- Jiang, Z. Q., Zhou, W. X., Sornette, D., Woodard, R., Bastiaensen, K., & Cauwels, P. (2010). Bubble diagnosis and prediction of the 2005-2007 and 2008-2009 Chinese stock market bubbles. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 74(3), 149–162. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.02.007>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrated Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- Jouini, J., Majdoub, J., & Bouhouch, I. Ben. (2013). *Equity Market Comovements Among Selected Emerging Countries from Long- and Short-Run Perspectives. Emerging Markets and the Global Economy: A Handbook*. Elsevier Inc. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-411549-1.00027-2>
- Kantelhardt, J. W., Koscielny-Bunde, E., Rego, H. H. ., Havlin, S., & Bunde, A. (2001). Detecting long-

- range correlations with detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 295(3–4), 441–454. [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(01\)00144-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(01)00144-3)
- Khan, T. A. (2011). Cointegration of International Stock Markets: An Investigation of Diversification Opportunities. *Undergraduate Economic Review*, 8(1), 52. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Krolzig, H. M. (1996). Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts. *Building*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shinb, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiple Unit Root Test With Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lehkonen, H. (2015). Stock Market Integration and the Global Financial Crisis. *Review of Finance*, 19(5), 2039–2094. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu039>
- Levy, H., & Sarnat, M. (1970). International diversification of investment portfolios. *The American Economic Review*, 60(4), 668–675. <https://doi.org/10.2307/1818410>
- Lin, J. Y., Treichel, V. (2012). The Unexpected Global Financial Crisis Researching Its Root Cause. *Policy Research Working Paper*, (January), 80. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5937>
- Lucey, B. M., & Voronkova, S. (2008). Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1303–1324. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.07.004>
- Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (1998). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&site=eds-live&db=edszbw&AN=EDSZBW24264628X>
- Majumder, D. (2014). Asset pricing for inefficient markets: Evidence from China and India. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54(2), 282–291. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2013.12.007>
- Noman, A. M., & Rahman, M. Z. (2010). Stationarity of South Asian Real Exchange Rates Under Exponential Star (ESTAR) Framework. *The Journal of Developing Areas*, 43(2), 41–50. <https://doi.org/10.1353/jda.0.0068>
- Ocampo, J. A. (2009). Latin America and the global financial crisis. *Cambridge Journal of Economics*,



- 33(4 SPEC. ISS.), 703–724. <https://doi.org/10.1093/cje/bep030>
- Peng, C. K., Buldyrev, S. V., Havlin, S., Simons, M., Stanley, H. E., & Goldberger, A. L. (1994). Mosaic organization of DNA nucleotides. *Physical Review E*, 49(2), 1685–1689. <https://doi.org/10.1103/PhysRevE.49.1685>
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, 1, 278–352. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2006.04.004>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the *subprime* crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455–491. <https://doi.org/10.3982/QE82>
- Seo, B. (1998). Statistical inference on cointegration rank in error correction models with stationary covariates. *Journal of Econometrics*, 85, 339–385. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00105-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00105-X)
- Sukpitak, J., & Hengpunya, V. (2016). Efficiency of Thai stock markets: Detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 458, 204–209. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.03.076>
- Voronkova, S. (2004). Equity market integration in Central European emerging markets: A cointegration analysis with shifting regimes. *International Review of Financial Analysis*, 13(5 SPEC.ISS.), 633–647. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2004.02.017>
- Zebende, G. F. (2011). DCCA cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 390(4), 614–618. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2010.10.022>
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

## **Capítulo II - Ensaio II: O contágio financeiro nos mercados financeiros da Região LAC: Uma análise em contexto das crises financeiras de 2008 e 2010**

### **Resumo**

Este ensaio tem como objetivo analisar o contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: existiu um fenómeno de contágio entre os mercados emergentes da América Latina?. Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, as crises financeiras de 2008 ou 2010?. Existindo autocorrelação nas séries temporais, será possível detetar *clusters* temporais de volatilidade?. Os resultados sugerem a existência de contágio financeiro decorrente da crise financeira de 2008. Adicionalmente verificou-se a inexistência de contágio durante a crise financeira de 2010. Em fase de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram contagiados pela crise financeira do *subprime*. Todavia, existiu um reajuste nestes mercados regionais durante a crise financeira de 2010, o que poderá criar condições para a implementação de estratégias de diversificação de carteiras.

**Keywords:** Contágio financeiro; crises financeiras; quebras de estrutura.

**JEL Classification:** F03, F04, G1, G15.

## **Chapter II – Essay II: Financial contagion in the financial markets of the LAC Region: An analysis in context of the financial crises of 2008 and 2010**

### **Abstract**

This essay aims to analyze financial contagion in the six main Latin American markets, as well as in the US, Greece and the EURO STOXX 50 indexes. In order to achieve this analysis, we intend to answer two questions, namely in knowing if: there was a phenomenon of contagion among the emerging markets of Latin America? If so, what would have been the most critical moment of such a phenomenon, the financial crises of 2008 or 2010? If there is autocorrelation in the time series, will it be possible to detect temporal clusters of volatility? The results suggest the existence of financial contagion resulting from the financial crisis of 2008. In addition, there was no contagion during the financial crisis of 2010. In the final phase, it is considered that financial markets in Latin America were infected by the financial crisis of the subprime. However, there was a readjustment in these regional markets during the financial crisis of 2010, which could create conditions for the implementation of portfolio diversification strategies.

**Keywords:** Financial contagion; financial crisis; structure breaks.

**JEL Classification:** F03, F04, G1, G15.

## 2.1 Introdução

Até aos anos 80 do século passado, as crises ocorridas nos mercados emergentes, particularmente nos países da América Latina, com o seu longo historial de pesadas dívidas externas, desvalorizações sucessivas, crises bancárias e recessões económicas profundas, eram atribuídas a políticas internas inconsistentes. As crises financeiras eram consideradas como eventos que ocorriam em mercados individuais, sem carácter sistémico tendo, por isso, merecido pouca atenção a possibilidade de transmissão de choques entre países.

A situação alterou-se ao longo dos anos 90 à medida que se assistiu ao desencadear de uma série de graves crises financeiras: a crise do Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio em 1992, a crise do México em 1994-1995, a crise do sudeste asiático em 1997-1998, a crise da Rússia em 1998, a crise do Brasil em 1999, a crise *Dot-com* de 2000 e, a crise da Argentina em 2001-2002. Uma das características mais impressionantes destas crises foi que o momento da sua ocorrência e a sua intensidade não pareceram estar relacionados com os problemas fundamentais com que os países se defrontavam. Além disso, as consequências negativas associadas aos episódios de instabilidade não se limitaram aos países de origem sendo antes transmitidas rapidamente a vários mercados com estruturas e dimensões muito diversas em todo o mundo constituindo aquilo a que se passou a designar na literatura por efeitos de contágio.

O objetivo deste ensaio é o de averiguar a existência de contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50, durante o período de 2005-2012, sobretudo nos períodos das crises financeiras do *suprime* (2008) e da dívida soberana europeia (2010). Os autores Forbes e Rigobon (2002) distinguem o efeito de contágio da interdependência. A interdependência ocorre quando o comovimento não aumenta de forma significativa após um choque, enquanto o contágio mostra um aumento no comovimento diante de um choque qualquer.

Para concretizar o objetivo proposto, esta investigação procura dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: existiu um fenómeno de contágio entre os mercados emergentes da América Latina?. Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, as crises financeiras de 2008 ou 2010?. Existindo autocorrelação nas séries temporais, será possível detetar *clusters* temporais de volatilidade?.

Os resultados obtidos sugerem a existência de contágio financeiro significativo durante a crise financeira de 2008. Adicionalmente não se verificou evidência de contágio decorrente da crise financeira de 2010. Em fase de conclusão, considera-se que os mercados financeiros da América Latina foram contagiados pela crise financeira do *subprime*. Todavia, existiu um reajuste nestes mercados regionais durante a crise financeira de 2010, o que poderá criar condições para a implementação de estratégias de diversificação de carteiras.

Esta investigação apresenta duas contribuições para a literatura existente. A primeira contribuição relaciona-se com o estudo do contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50, em contexto das

crises financeiras de 2008 e 2010. Tanto quanto sabemos, os estudos que analisaram os mercados emergentes da América Latina foi o de Chen, Firth e Meng Rui (2002) e, Bejarano-Bejarano, Gomez-Gonzalez, Melo-Velandia e Torres-Gorron (2015), porém, a abordagem foi essencialmente distinta da seguida neste ensaio. Concretamente este ensaio apresenta objetivos diferentes, decorrentes em parte, do período da amostra que incorpora dois subperíodos de crise financeira e um subperíodo de ascensão dos mercados financeiros. O segundo contributo está relacionado pela preferência por estes mercados emergentes regionais, tanto quanto se sabe, este ensaio é o primeiro estudo que analisa os efeitos da crise do *subprime* e da dívida soberana europeia nos mercados financeiros da região LAC. Adicionalmente, após a recente crise financeira de 2008 nos mercados emergentes internacionais e, em particular os da América Latina, estes mercados tornaram-se um importante destino de investimento. Neste contexto e tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender as interdependências entre os mercados latino-americanos, a fim de proporcionar aos investidores internacionais conhecimento, para que os mesmos consigam implementar estratégias de diversificação de carteiras eficientes.

Em termos de estrutura este ensaio encontra-se organizado em 6 secções: Na Secção 2 apresenta-se uma análise da literatura no que concerne a artigos sobre contágio entre mercados. A Secção 3 descreve a metodologia. A Secção 4 contém a fonte de dados e a caracterização das variáveis. A secção 5 expõe os resultados. Finalmente, a Secção 6 conclui.

## **2.2 Revisão da Literatura**

A literatura descreve muitas maneiras pelas quais as crises financeiras se espalham entre países. A transmissão de choques em períodos de crises tem sido um dos principais tópicos de estudo. Embora existam muitas definições de contágio financeiro que são adaptadas à natureza específica de cada estudo, iremos seguir a definição de Forbes e Rigobon (2002) para o contágio "... Trata-se de um aumento significativo das ligações entre mercados após um choque em um país (ou grupo de países) ...". Em termos práticos, existe contágio financeiro quando a correlação entre as rendibilidades de dois mercados sofre um aumento estatisticamente significativo após um evento inesperado.

Segundo Kodres e Pritsker (2002) a literatura sobre contágio em contexto de crise financeira centra-se em três ramos. A primeira relaciona as crises cambiais com as imperfeições dos mercados financeiros e as fraquezas das políticas monetárias e fiscais, tornando-o vulnerável a ataques especulativos. O segundo ramo destaca conexões sistemáticas entre instituições financeiras como a principal causa de transmissão de crises. Por último, o terceiro centra-se no contágio entre os mercados financeiros, em especial entre a dívida e os mercados de ações.

De acordo com Dungey, Fry, González-Hermosillo e Martin (2006) os primeiros estudos empíricos sobre contágio foram realizados por Grubel e Fadner (1971). Por exemplo, Calvo e Reinhart (1996) estudaram a crise mexicana de 1994/95 utilizando coeficientes de correlação e concluem que houve contágio na América Latina e na Ásia. Baig e Goldfajn (1999) também confirmaram o contágio nos mercados da Malásia, Indonésia, Filipinas e Coreia do Sul durante a crise asiática.

Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996) analisaram 20 países industrializados por um período de 30 anos e, concluem que os choques internacionais se propagam mais facilmente, quando as relações comerciais entre países são fortes. Em trabalhos posteriores, vários autores confirmaram a importância do canal comercial tanto para países desenvolvidos como para economias emergentes. Buitier, Corsetti e Pesenti (1999) e Buitier, Corsetti e Pesenti (1997) interpretaram a crise do Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio (METC) em 1992-1993 como resultado do contágio comercial. Glick e Rose (1999) estudaram cinco episódios de crises cambiais, começando com o colapso de sistema Bretton Woods em 1971 e terminando na crise asiática. Os autores concluem que os países afetados pelos choques têm fortes relações comerciais com o país em que a crise teve origem. De forma complementar, Goldstein (1998) conclui que as divisas de países que concorrem nas exportações como a Malásia e a Indonésia sofreram desvalorizações competitivas motivadas pela prévia desvalorização da moeda tailandesa.

De forma complementar existem diversos estudos que tentam identificar os efeitos de contágio, em contexto das estratégias de negociação realizadas pelos investidores institucionais. Shleifer e Vishny (1997) consideram que a atividade de arbitragem que é levada a cabo por investidores institucionais e, quando os preços se afastam do seu justo valor, os arbitragistas originam choques nos mercados onde intervêm. Semelhantemente, Attari e Mello (2006) demonstram que os arbitragistas, quando têm restrições financeiras, ao invés de contribuírem para diminuir a volatilidade nos preços e aumentar a liquidez do mercado, podem fazer com que os preços divirjam dos fundamentais e que aumente a correlação entre os preços de vários mercados. Estes são um dos efeitos normalmente associados ao fenómeno do contágio internacional.

Com alguma semelhança diversos estudos empíricos propõem a presença de credores comuns no desenvolvimento dos episódios de contágio ocorridos ao longo das décadas de 80 e 90. Caramazza, Ricci e Salgado (2000) e Van Rijckeghem e Weder (2001) identificaram fatores comuns a favor da presença de efeitos indiretos do canal financeiro por via de credores comuns nas crises do México, sudeste asiático e Rússia. Hernández e Valdés (2001) constataram que o efeito de credor comum esteve na base dos episódios de contágio do sudeste asiático, Brasil e Rússia quando se considera a propagação de choques através do mercado de obrigações. Corsetti, Pericol e Sbracia (2005) e Kaminsky, Lyons e Schmukler (2004) atribuem as crises que tiveram lugar na América Latina e sudeste asiático, desde os anos 80, ao comportamento das entidades bancárias dos EUA, Europa e Japão responsáveis pela concessão de elevados empréstimos às regiões. Bhimjee, Ramos e Dias (2016) analisaram o setor bancário antes e depois da crise financeira do *subprime*, no período de janeiro de 2002 a agosto de 2010. Os autores sugerem que os preços das ações dos bancos nos países emergentes foram menos afetados, quando comparados com os índices dos setores bancários dos países desenvolvidos.

Em complementaridade são vários os autores que procuram quantificar o impacto dos comportamentos de imitação entre os investidores internacionais na propagação de choques. Calvo e Reinhart (1996), Frankel e Schmukler (1998) e Norgués e Grandes (2001) concluem que os comportamentos de *herding* estiveram na origem da propagação da crise do México de 1994 a outros

mercados emergentes em especial os localizados na América Latina. Kaminsky e Schmukler (1999) responsabilizaram os comportamentos de imitação entre os investidores pelo desenvolvimento de efeitos de contágio durante a crise asiática nos anos de 1997 e 1998. Kawai, Newfarmer e Schmukler (2005) corroboram as conclusões de Kaminsky e Schmukler (1999). Kaminsky et al. (2004) investigaram a incidência de comportamentos de imitação dos fundos norte-americanos na América Latina durante os anos de 1993 e 1994 mostrando que seguiram estratégias de *momentum* e de contágio (compras/vendas sistemáticas nos mercados financeiros de um país quando o mercado de ações sobe/desce nos mercados de outro país) antes da crise e mais intensamente durante a própria crise. Humayun Kabir (2017) analisou o comportamento de imitação dos investidores institucionais no setor financeiro dos EUA, no período de 1 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2012. O autor sugere que o comportamento de imitação inflacionou a volatilidade durante a crise financeira de 2008.

Em estudos mais recentes, diversos autores analisaram a crise financeira de 2008. Luchtenberg e Vu (2015) estudaram os mercados mais significativos da América do Norte, Europa e da Ásia, no período de 1 de janeiro de 2003 a 31 de abril de 2009. Os autores concluíram que o mercado norte-americano contagiou todos os mercados analisados, com exceção da China, Japão e Alemanha. As evidências sugeridas apontam para uma mudança significativa do comportamento dos investidores institucionais em relação ao risco, no início da crise financeira de 2008. Estes resultados estão em linha com o estudo de Kenourgios (2014), no que concerne a existência de uma maior aversão ao risco, por parte dos investidores institucionais.

Em complementaridade Cho, Hyde e Nguyen (2015) analisaram 30 838 ações correspondentes a trinta e um mercados, no período compreendido entre 1973 e 2011. Os resultados sugerem que a crise financeira do *subprime* contagiou os mercados de forma global, enquanto o impacto das crises mexicana e asiática foram mais suaves e ficaram limitadas à região do país de origem. Na mesma linha Antonakakis, Breitenlechner e Scharler (2015) investigaram as interdependências dinâmicas entre o mercado imobiliário, mercado de ações, a incerteza política e, os indicadores macroeconómicos do Reino Unido, no período janeiro de 1997 a fevereiro de 2015. Os autores sugerem que a crise do *subprime* originou choques sem precedentes, designadamente no mercado imobiliário, mercado de ações. Concretamente o contágio originou a incerteza na política económica e monetária tendo reflexos consideráveis na economia real.

Com alguma semelhança Karanasos, Yfanti e Karoglou (2016) analisaram 8 mercados de ações, tendo em conta quebras de estrutura, no período de 1988 a 2010. Os autores defendem que os mercados foram contagiados abruptamente pela crise financeira de 2008, quando comparados com a crise financeira asiática. De forma complementar, Shahzad, Ferrer, Ballester e Umar (2017) analisaram os mercados financeiros islâmicos e os mercados dos EUA, Reino Unido e Japão, no período de 15 de julho de 1996 a 30 de junho de 2016. Os resultados sugerem que os mercados financeiros islâmicos foram contagiados, tais como, os mercados desenvolvidos em análise. Os autores defendem que os mercados islâmicos ao não estarem imunes ao contágio global dificultam à ação dos investidores institucionais quando os mesmos querem diversificar as suas carteiras de investimento, designadamente em períodos de crise financeira. De forma suplementar BenSaïda (2017) analisou o

mercado obrigacionista dos EUA e 10 mercados da Europa, no período de 1 de janeiro de 2000 a 21 de setembro de 2016. Os resultados sugerem contágio financeiro dos mercados mais desenvolvidos para os mercados periféricos da Zona Euro, evidenciando que o nível de turbulência permanece elevado desde a crise financeira de 2008.

## 2.3 Metodologia

De forma a responder às questões de investigação iremos realizar as estatísticas descritivas às rendibilidades, assim como os testes à estacionariedade das séries temporais. Em seguida pretende-se identificar quebras de estrutura nas séries de dados através do teste de Clemente, Montañés e Reyes (1998).

Será testado a persistência das rendibilidades através dos testes: Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades); ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). A importância de estudar o nível de autocorrelação em investigações vocacionadas para o contágio deve-se à existência de *clusters* de volatilidade. De acordo com Mandelbrot (1963) e Engle (1982) se a volatilidade for alta (baixa), num determinado período, tende a continuar a sê-lo no período seguinte, pois a nova informação que chega ao mercado está correlacionada no tempo.

A importância de estudar o nível de autocorrelação em investigações vocacionadas para o contágio deve-se à existência de *clusters* de volatilidade, este fenómeno têm sido defendido por diversos autores, entre os quais, Brock e De Lima (1996), Schwert (1997), Ramlall (2010), Chong (2011) e Angabini e Wasiuzzaman (2011), entre outros, que identificaram a existência de *clusters* de volatilidade nos mercados bolsistas. Este facto está relacionado com as diferentes medidas de volatilidade que apresentam autocorrelação, fazendo com que eventos de volatilidade alta (baixa) tendam para a clusterização no tempo.

Tendo por objetivo analisar a ocorrência de comovimentos nos mercados bolsistas e a eventual existência de situações de contágio entre os mesmos, serão calculadas as correlações não condicionais. Com o intuito de perceber se o aumento generalizado das correlações teve significado estatístico, será aplicado o teste *t* de heterocedasticidade de duas amostras (Forbes e Rigobon, 2002). Este tipo de correlações requer a transformação através do método de Fisher. Este teste irá mostrar os resultados sobre a existência ou não de contágio entre os mercados financeiros da Região LAC.

Analisar a série temporal em termos de estacionariedade é relevante para delimitar os modelos, assim como a sua estimativa impedindo resultados enviesados. O objetivo de se empregar testes com hipóteses nulas opostas é mitigar o facto de que os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) têm baixo poder quando comparados com metodologias econométricas que postulam quebras de estrutura (Maddala e Kim, 2002).

Narayan (2008) examinou que os testes tradicionais, como o ADF e KPSS, os resultados encontrados, vulgarmente, falham na clareza da estacionariedade. Em contrapartida, quando se aplica os testes univariados com quebras estruturais obtêm-se resultados mais sólidos. Noman e Rahman (2010) ao analisarem a estacionariedade das séries de dados verificam que os resultados dos testes



de raízes unitárias lineares (como por exemplo ADF e KPSS) podem conduzir a resultados enviesados quando aplicados a séries temporais com quebras de estrutura.

Como complemento aos testes ADF, PP e KPSS, optamos pela utilização do teste de Clemente et al. (1998). Este teste permite a identificação das possíveis quebras estruturais, assim como o ano da sua ocorrência. Com efeito, a quebra estrutural implica uma mudança significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, convém destacar que a mudança pode ter carácter permanente ou temporário. Se a série temporal é estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso contrário terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial. Deste modo, a avaliação das quebras estruturais no presente ensaio é fundamental para fazer inferências sobre os efeitos e as suas implicações tal como o período em que ocorrem. Assim, evitam-se resultados espúrios, tal como rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, quando na verdade a série está sob efeito da quebra estrutural. Toda esta fundamentação é corroborada por diversos trabalhos empíricos designadamente pelos autores Perron (2006), Andreou e Ghysels (2009).

Para testar a existência de autocorrelação das séries temporais é, também, frequente recorrer ao teste de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) que testa a significância estatística de um conjunto de coeficientes de autocorrelação. Este teste pressupõe que, sob a hipótese nula,  $H_0 : p_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = p_m = (\varepsilon_t^2) = 0$ , os quadrados dos resíduos estandardizados não se encontram correlacionados, face à hipótese alternativa de  $H_a : p = 0$ , em que  $p_i = (\varepsilon_t^2)$  se refere ao coeficiente de correlação entre  $\varepsilon_t^2$  e  $\varepsilon_{t-i}^2$ , e  $\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2$  diz respeito aos quadrados dos resíduos estandardizados. A estatística de Ljung-Box é  $Q = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{n-i} \sim \chi^2(m-k)$  em que  $n$  indica a dimensão da amostra e  $k$  o número de parâmetros estimados e  $m$  o número de defasamentos.

Para averiguar a linearidade de uma série, é frequente a consideração do teste BDS, (Brock e De Lima, 1996). Este teste é uma importante ferramenta para detetar a dependência nas séries temporais, testando a hipótese nula de uma série ser i.i.d. (independente e identicamente distribuído). Segundo os autores Peters (2015) e, Díaz, Grau-Carles e Mangas (2002) o teste deve ser aplicado a séries filtradas da dependência linear, por exemplo, os resíduos de um processo ARMA (p,q) (*AutoRegressive and Moving Average*).

Com o propósito de perceber se as correlações lineares registaram um aumento com significado estatístico, aplicámos o teste  $t$  de duas amostras, também designado de teste  $t$  de heterocedasticidade, e que resulta da proposta de Forbes e Rigobon (2002). Esta metodologia ajusta que a hipótese nula de que a correlação no subperíodo da crise de 2010 é maior ou igual que a correlação nos dois subperíodos precedentes, contra a hipótese alternativa de que a correlação é superior nos dois subperíodos precedentes.

$$H_0 = r_{i,j}^t \geq r_{i,j}^0 \quad (2.1)$$

$$H_1 = r_{i,j}^t < r_{i,j}^0 \quad (2.2)$$

Onde  $r_{i,j}^t$  é o coeficiente de correlação entre o mercado  $i$  e o mercado  $j$ , no período  $t$ .

Nas hipóteses anteriores, o subperíodo da crise da dívida soberana corresponde o valor “1”, enquanto aos subperíodos precedentes corresponde o valor “0”.

A utilização deste teste considera a transformação de Fisher (1930) que por sua vez é aplicada aos coeficientes de correlação, de tal forma que estes apresentam uma distribuição aproximadamente normal, em termos assintóticos, com média  $\mu_t$  e a variância  $\sigma_t^2$ , definidas da seguinte forma:

$$\mu_t = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r_{i,j}^t}{1-r_{i,j}^t} \right) \quad (2.3)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n_t-3} \quad (2.4)$$

A estatística do teste é determinada a partir de

$$U = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_0}{(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)^{\frac{1}{2}}} \quad (2.5)$$

onde  $\mu_t$  e  $\sigma_t^2$  são a média e a variância amostrais transformadas. A estatística do teste segue uma distribuição normal, com média 0 e variância 1.

## 2.4 Fonte de Dados e Caracterização das Variáveis

Nesta secção serão apresentadas as rendibilidades dos nove índices a analisar. Em seguida procederemos ao estudo da sua evolução temporal, em níveis, em primeiras diferenças anuais e, em rendibilidades. Adicionalmente iremos analisar as estatísticas descritivas, assim como a análise da estacionariedade das rendibilidades, recorrendo aos testes ADF, PP e KPSS. De forma complementar será avaliado a estabilidade das séries temporárias, em contexto de estacionariedade com quebras de estrutura (Clemente et al., 1998).

### Fontes de Dados

Por forma a analisar o contágio financeiro na América Latina, em contexto das crises financeiras de 2008 e 2010, examinamos as rendibilidades de nove índices, nomeadamente os seis principais mercados da América Latina, assim como os mercados dos EUA, Grécia e, o índice EURO STOXX 50. O conjunto destes mercados emergentes incluiu os mercados da região LAN (*Latino American North*) e LAS (*Latino American South*), designadamente os mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México. Com o propósito de aferir o foco do contágio financeiro internacional adicionamos os mercados dos EUA e Grécia, assim como o índice EURO STOXX 50.

Os dados relativos às cotações diárias dos índices de preços de fecho dos diversos mercados foram obtidos junto da plataforma *DataStream*, todas as cotações estão em dólares norte-americanos.

As rendibilidades são diárias e abrangem o período compreendido entre 3 de janeiro de 2005 e 30 de abril de 2012 (1910 observações). Optou-se por dividir a amostra em três subperíodos, um de pré-crise ao qual designamos por Tranquilo que corresponde ao subperíodo de 3 de janeiro de 2005 a 31 de julho de 2007, e a dois de crise, ao qual designamos por crise do *subprime* (2008) e, crise da

dívida soberana (2010). A crise do *subprime* compreende o subperíodo de 1 de agosto de 2007 a 7 de dezembro de 2009, enquanto a crise da dívida soberana corresponde ao subperíodo de 8 de dezembro de 2009 a 30 de abril de 2012.

No que respeita a datar o início da crise do *subprime* a 1 de agosto de 2007 suporta-se no estudo de Gallegati (2012) que reconhece “... a explosão da bolha hipotecária *subprime* dos EUA foi em agosto de 2007 (data de consenso da crise)”. Em corroboração Phillips e Yu (2011) também encontraram evidências de que a bolha de preços imobiliários surgiu em agosto de 2007.

A identificação do lapso temporal resultante do subperíodo da crise da dívida soberana suporta-se no evento ocorrido em 8 de dezembro de 2009 quando a *Fitch* reduziu o rating da dívida grega de A- para BBB+, colocando a classificação da dívida grega abaixo do nível A- pela primeira vez em dez anos.

Para analisar o comportamento dos mercados financeiros, Tsay (2005) propõe a utilização de séries de rendibilidades em detrimento de séries de preços, porque os investidores estão sobretudo interessados em saber a rendibilidade de um ativo ou de uma carteira de ativos. Em complementaridade as séries de rendibilidade mostram características estatísticas que simplificam o tratamento analítico, designadamente a característica da estacionariedade, não presente usualmente nas séries de preços.

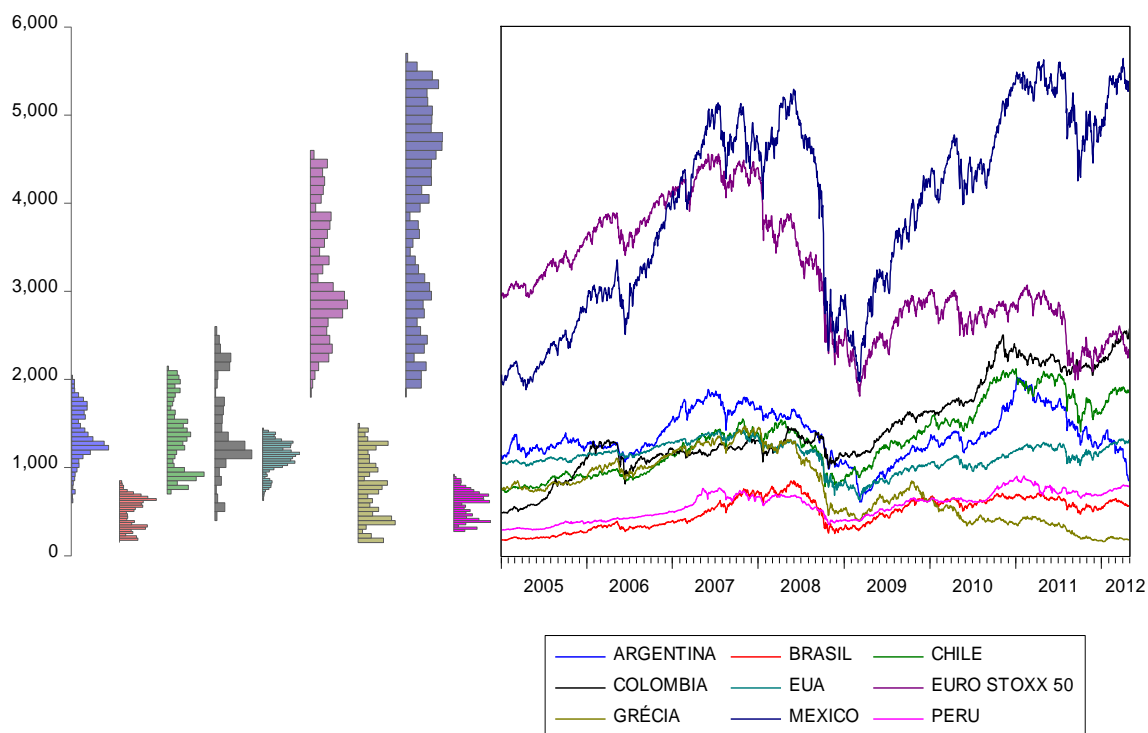
Pelas razões atrás expostas, as séries dos índices de preços foram modificadas em taxas de crescimento ou em séries nas diferenças dos logaritmos neperianos das rendibilidades corrente e precedente, de rendibilidades logarítmicas, instantâneas ou compostas continuamente,  $r_t$  através da seguinte expressão:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (2.6)$$

em que  $r_t$  é a taxa de rendibilidade, no dia  $t$ , e  $P_t$  e  $P_{t-1}$  são os preços de fecho das séries, nos momentos  $t$  e  $t - 1$ , respetivamente.

A figura 2.1 mostra as evoluções dos índices de preços, em níveis, dos seis principais mercados financeiros da América Latina, bem como dos mercados financeiros dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. A amostra compreende o lapso temporal de 03 de janeiro de 2005 a 30 de abril de 2012, sendo o mesmo um período de bastante complexidade, em virtude de compreender dois subperíodos de crise (*subprime* e dívida soberana europeia). Os índices de preços representados revelam claramente a instabilidade vivida nestes mercados no período 2007-2008. Também é possível verificar uma tendência de crescimento entre os anos de 2005-2006, bem como no período 2010-2011.

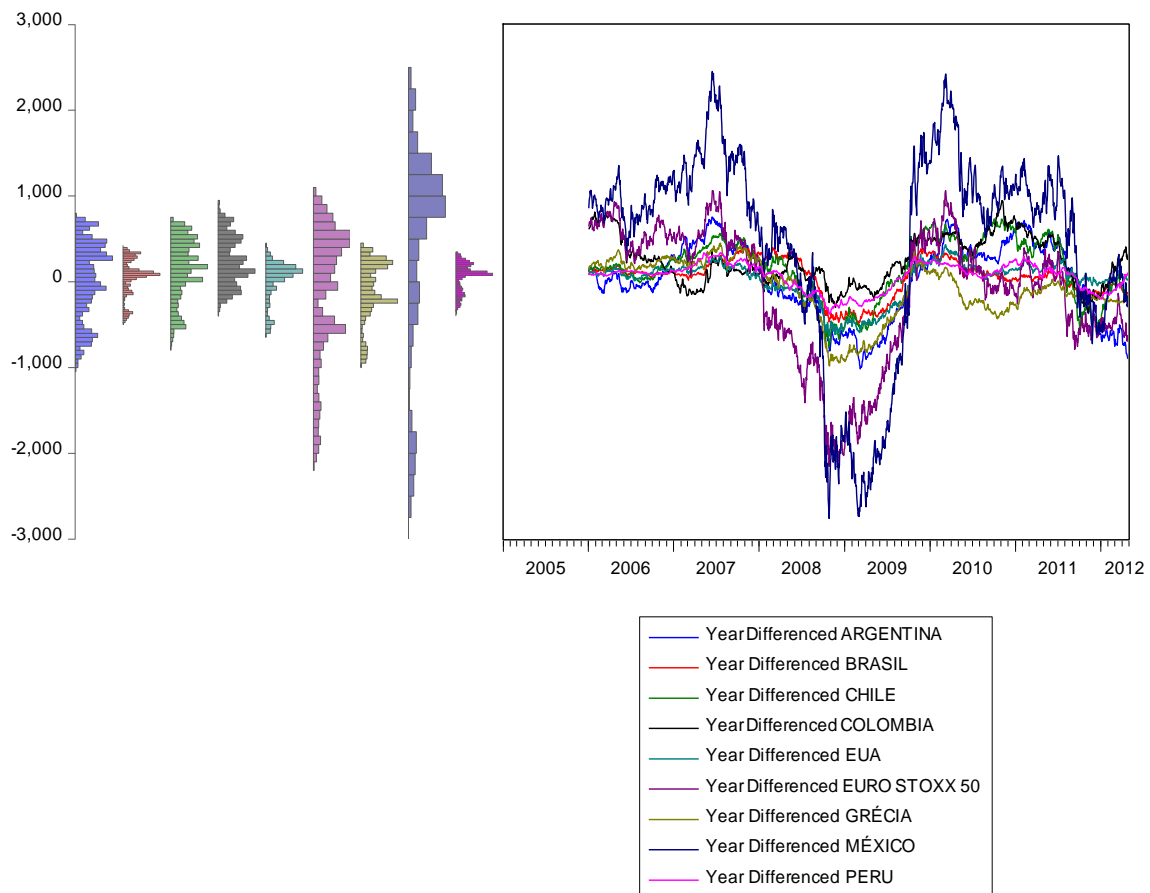
**Figura 2.1 – Evolução temporal, em níveis, dos índices de preços referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream Base 100: 3 de janeiro de 2005, 1911 pontos de dados

A figura 2.2 mostra as evoluções dos índices de preços, em primeiras diferenças anuais, dos nove mercados em análise. Os índices de preços representados revelam claramente a instabilidade vivida nestes mercados no período 2007-2009.

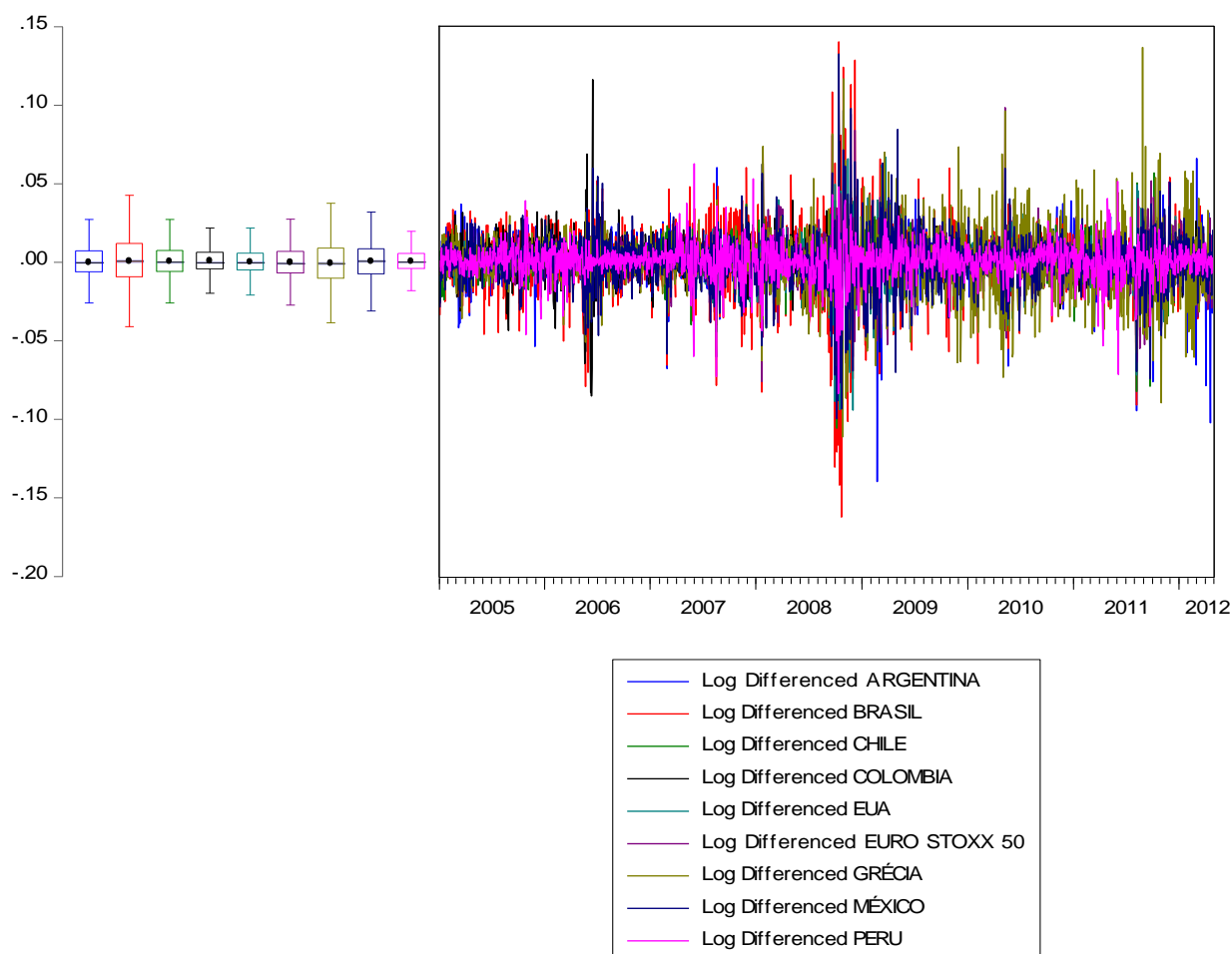
**Figura 2.2 – Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, dos índices de preços referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream: 3 de janeiro de 2005, 1910 pontos de dados.

A figura 2.3 mostra as evoluções das rendibilidades dos seis principais mercados financeiros da América Latina, bem como dos mercados financeiros dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. Em todas as séries de rendibilidades assinala-se uma dispersão relativamente elevada em torno da média, assim como um comportamento relativamente sincronizado entre as séries de dados. Através da análise gráfica observa-se a existência de uma volatilidade elevada, nomeadamente no período 2007-2009.

**Figura 2.3 – Evolução temporal, das rendibilidades, referentes aos 9 índices bolsistas, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream: 3 de janeiro de 2005, 1910 pontos de dados.

### Estatísticas descritivas e estacionariedade das séries de dados

A análise gráfica dos índices sugere que os mesmos apresentam padrões de comportamento muito semelhantes durante o período amostral, e que estes padrões foram fortemente marcados pela ocorrência da crise financeira de 2008. Os valores dos índices sofreram fortes variações ao longo do período estudado. Porém, apesar das fortes variações, as rendibilidades sugerem características de estacionariedade na média, dando uma primeira indicação de que as séries possam ser estacionárias. Com a crise do *subprime* verificou-se uma queda acentuada das cotações dos índices. Todavia quando

observamos o período 2010-2012, os indícios sugerem que os mercados mostram uma tendência para o equilíbrio.

A tabela 2.1 mostra as principais estatísticas descritivas das taxas das rendibilidades dos seis principais mercados financeiros da América Latina, bem como dos mercados financeiros dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50, referentes ao período completo da amostra. Os resultados alcançados mostram que as séries de rendibilidades sugerem afastamentos face à hipótese de normalidade. Este resultado surge através do teste de Jarque e Bera (1980) que permitiu rejeitar a hipótese nula da normalidade ( $H_0$ ) a favor da alternativa ( $H_1$  - não normalidade), para um nível de significância de 1%. Adicionalmente, os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal. As séries de rendibilidades analisadas são leptocúrticas e assimétricas.

**Tabela 2.1 - Estatísticas descritivas, das rendibilidades, dos 9 índices bolsistas, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	EUA	Euro Stoxx 50	GRE	MÉX	PER
Mean	-0,0001	0,0006	0,0005	0,0009	0,0001	-0,0001	-0,0008	0,0005	0,0005
Std. Dev.	0,0145	0,0221	0,0134	0,0122	0,0140	0,0153	0,0201	0,0165	0,0109
Skewness	-1.3307	-0.5406	-0.5580	-0.3451	-0.3369	0.0259	0.0739	-0.1850	-0.9073
Kurtosis	12.4033	10.2937	13.2139	14.7346	12.3751	9.3460	7.1661	9.8674	10.7052
JB	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Observações	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*.

Como estamos a estimar sucessões temporais devemos examinar a natureza estacionária das séries de rendibilidades dos 9 índices em análise. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas. Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) expõe hipóteses opostas. A intersecção dos testes de raízes unitárias mostra a estacionariedade das rendibilidades. Todavia devemos evidenciar as desfasagens dos testes, que sugerem que as séries temporais poderão não ser estáveis e, face a este indício iremos realizar o teste de Clemente et al. (1998) que analisa a estacionariedade com quebras de estrutura (Tabela 2.2).

**Tabela 2.2 – Testes à estacionariedade, das rendibilidades, dos 9 índices bolsistas, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	EUA	Euro Stoxx 50	GRE	MÉX	PER
ADF I (0)	-38,25 (0)***	-41,27 (0)***	-19,88 (0)***	-38,34 (0)***	-48,71 (0)***	-28,33 (2)***	-40,74 (0)***	-38,38 (0)***	-37,46 (0)***
PP (0)	-38,77 (8)***	-41,23 (17)***	-38,73 (23)*	-38,21 (17)***	-49,24 (17)***	-45,43 (11)***	-40,70 (5)***	-38,12 (12)***	-37,74 (6)***
KPSS I (0)	0,23 (11)	0,24 (16)	0,07 (18)	0,22 (14)	0,12 (21)	0,18 (12)	0,53 (7)	0,12 (10)	0,17 (10)
Observações	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910

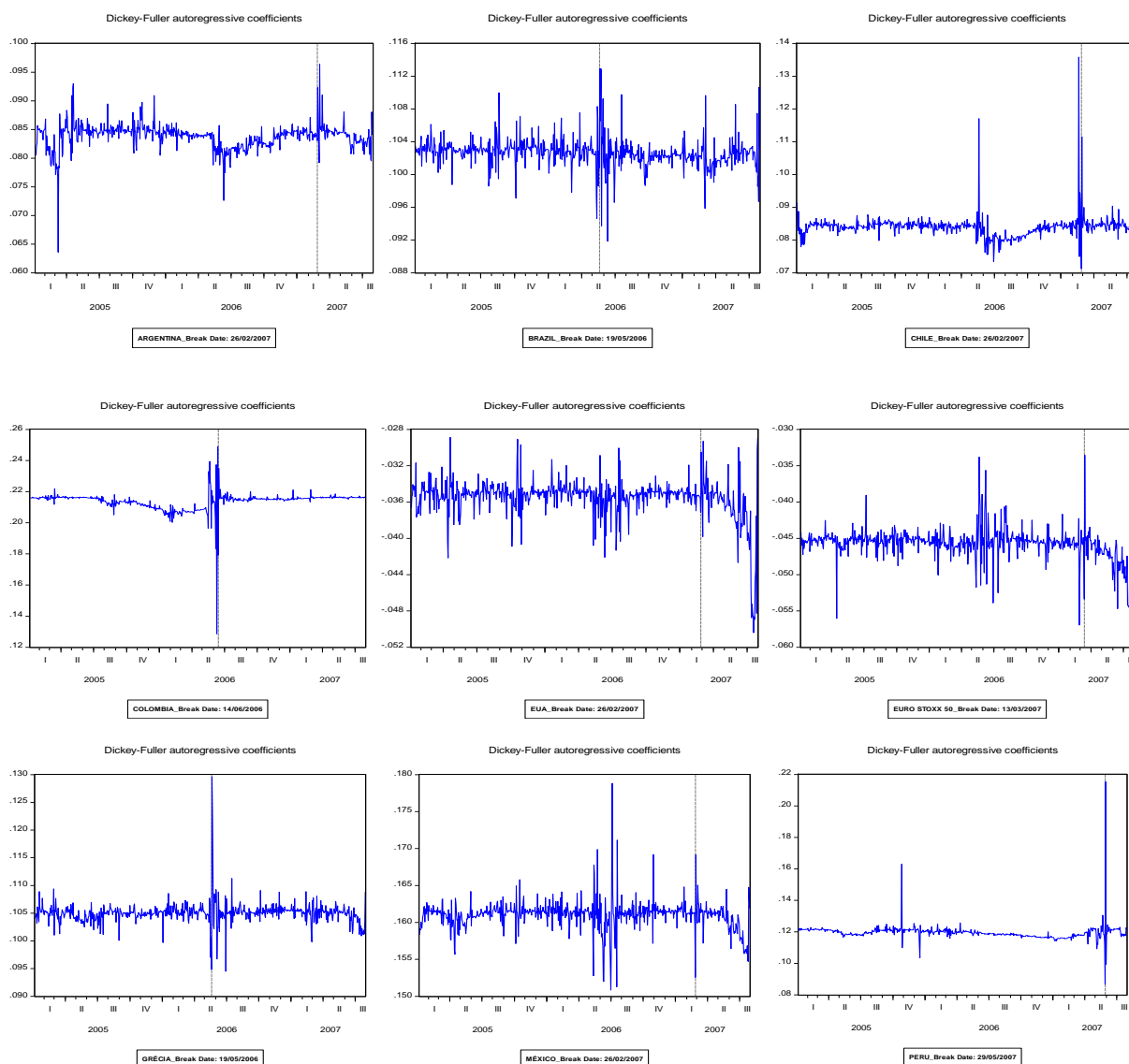
Fonte: Elaboração própria.

Nota: No teste ADF utilizou-se o critério (Lag Length – Automatic – based on SIC), no PP (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel), no KPSS (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel). Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \* representam a significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

O teste de Clemente et al. (1998) identificou quebras de estrutura, nos três subperíodos, sendo difícil identificar períodos de crise dos de não crise. Estes resultados devem-se principalmente as crises financeiras que antecederam a crise de 2008. Ora vejamos após o crescimento dos índices bolsistas, verificado na segunda metade da década de 1990, registou-se uma queda destes, em consequência da crise das empresas tecnológicas.

A situação de queda das bolsas e os atentados contra as torres gêmeas, em 11 de setembro de 2001, antecederam um período de crescimento mais moderado ou ténue. Para estimular o mercado imobiliário, o consumo, o investimento e a produção, a Reserva Federal dos EUA tomou a decisão de descer as taxas de juro. Ao mesmo tempo, a banca de investimento e a banca comercial auxiliaram a adoção do modelo “originar e distribuir”, baseado na criação de crédito e a sua posterior securitização, processo que possibilitava libertar mais capital, para fazer face a outras operações de financiamento, e que, segundo Purnanandam, (2011) levava à concessão de crédito de forma aparentemente ilimitada.

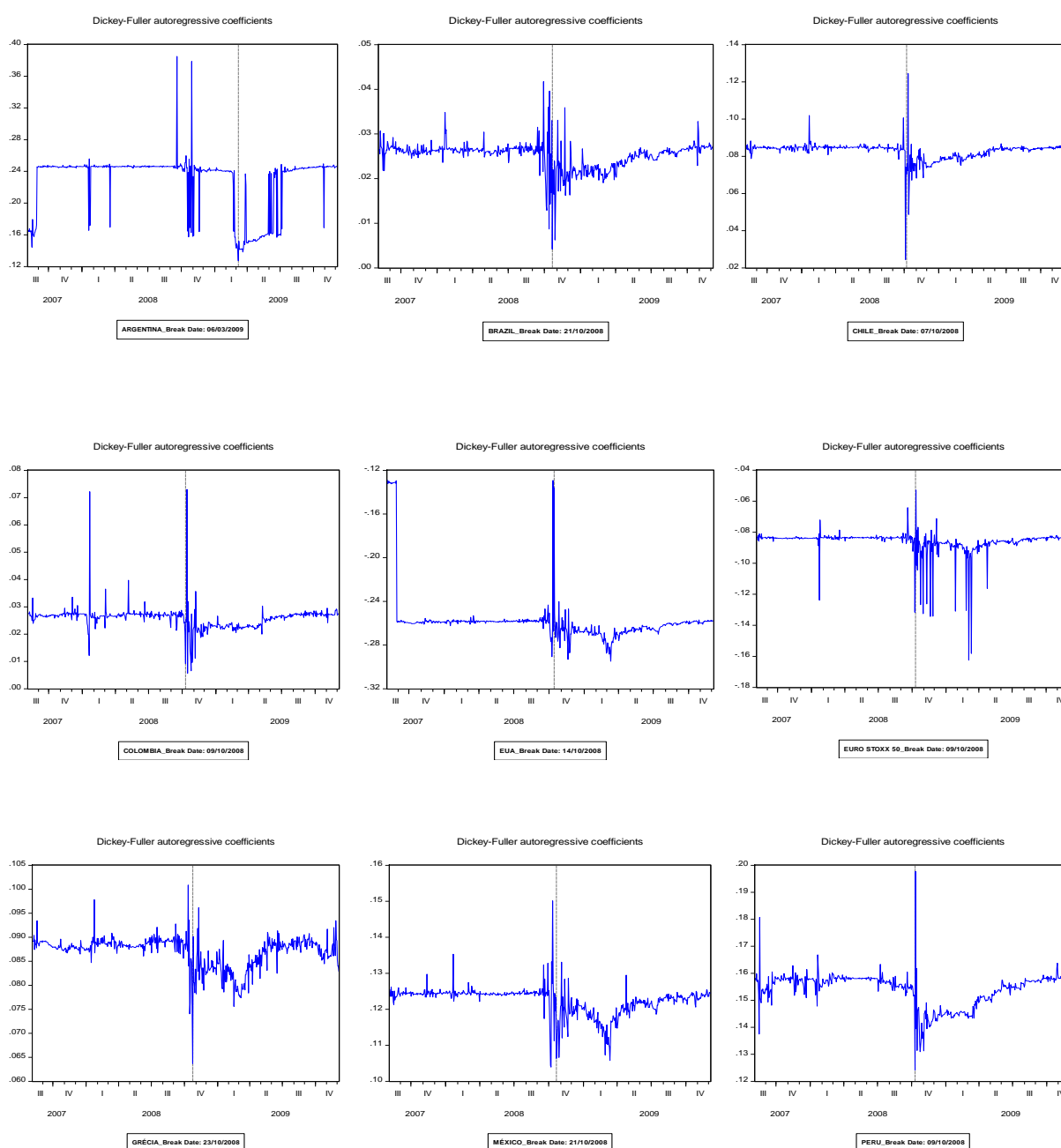
**Figura 2.4 – Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo Tranquilo**



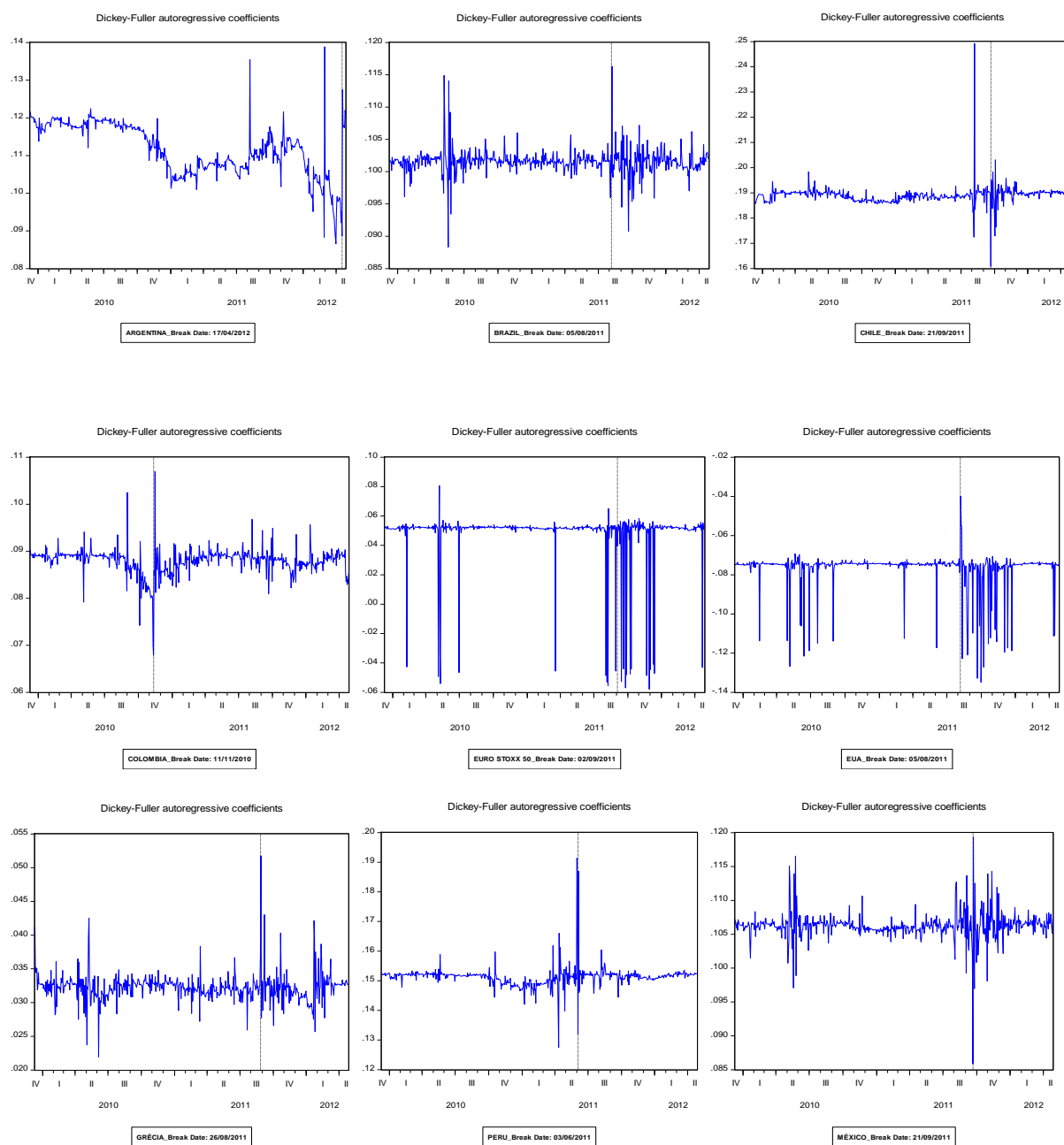


Com a crise de 2008 tudo se alterou, a falta de confiança, a turbulência e, o pessimismo vivido nos mercados financeiros originou o caos nos mercados internacionais. Concretamente os grandes investidores institucionais retiraram as suas carteiras dos mercados emergentes e deslocaram as suas posições para os mercados com economias mais avançadas. Adicionalmente a aversão ao risco estava tão presente no comportamento dos investidores institucionais, que originou uma fuga em massa dos mercados de ações e um reinvestimento nos mercados de obrigações. Estes reequilíbrios das carteiras originaram a falta de liquidez nos mercados de ações, causando choques em todos os setores e, por consequência contagiando os mercados financeiros à escala global.

**Figura 2.5 – Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo *Subprime***



**Figura 2.6 – Quebras de estrutura nos 9 índices bolsistas, no subperíodo CDS**



## 2.5 Resultados

O objetivo deste ensaio é o de averiguar a existência de contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, no índice EURO STOXX 50, durante o período de 2005-2012. Concretamente pretende-se aferir o impacto das crises financeiras de 2008 e 2010 nestes mercados financeiros.

Tendo como propósito testar a persistência das rendibilidades iremos estimar as seguintes metodologias: Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades); ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996).

Os resultados obtidos, através do teste de Ljung-Box, aplicados às taxas de rendibilidades dos índices, assim como às rendibilidades ao quadrado, são apresentados na tabela 2.3 Os resultados sugerem autocorrelação nos dois desfasamentos considerados (4 e 12), com significância a 1%.

**Tabela 2.3 - Resultados dos testes de Ljung-Box aplicados às séries das taxas de rendibilidades diárias dos índices, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	EUA	Euro Stoxx 50	GRE	MÉX	PER
LB (4)	20,93***	10,37**	39,71***	35,29***	27,17***	24,17***	13,44***	34,64***	54,14***
LB (12)	68,21***	33,89***	73,60***	55,93***	44,39***	35,91***	27,23***	49,40***	70,73***
LB <sup>2</sup> (4)	56,48***	583,33***	429,36***	893,79***	608,04***	445,43***	260,08***	495,43***	455,03***
LB <sup>2</sup> (12)	144,27***	2256,10***	1235,10***	1265,60***	2106,70***	1056,30***	708,64***	1594,90***	579,30***
Observações	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Para analisar a presença do fenómeno da heterocedasticidade condicionada nas séries financeiras, é habitual recorrer-se ao teste *Lagrange Multiplier* (teste ARCH-LM) (Engle, 1982). Os resultados do teste ARCH-LM, à presença de heterocedasticidade condicionada nas taxas de rendibilidades são exibidos na tabela 2.4.

Os testes ARCH-LM foram aplicados aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem e, para o *lag* 1. Todos os resultados rejeitam a hipótese nula. Os resíduos dos processos autorregressivos das séries das taxas das rendibilidades exibem heterocedasticidade condicionada, ao nível de 1%, corroborando esta característica frequentemente presente nos ativos financeiros. Em complementariedade os resultados dos testes de Ljung-Box, aplicados ao quadrado das rendibilidades (tabela 2.3), para os lags 4 e 12, corroboram as conclusões do teste ARCH-LM, evidenciando a presença de efeitos ARCH nas séries temporais.

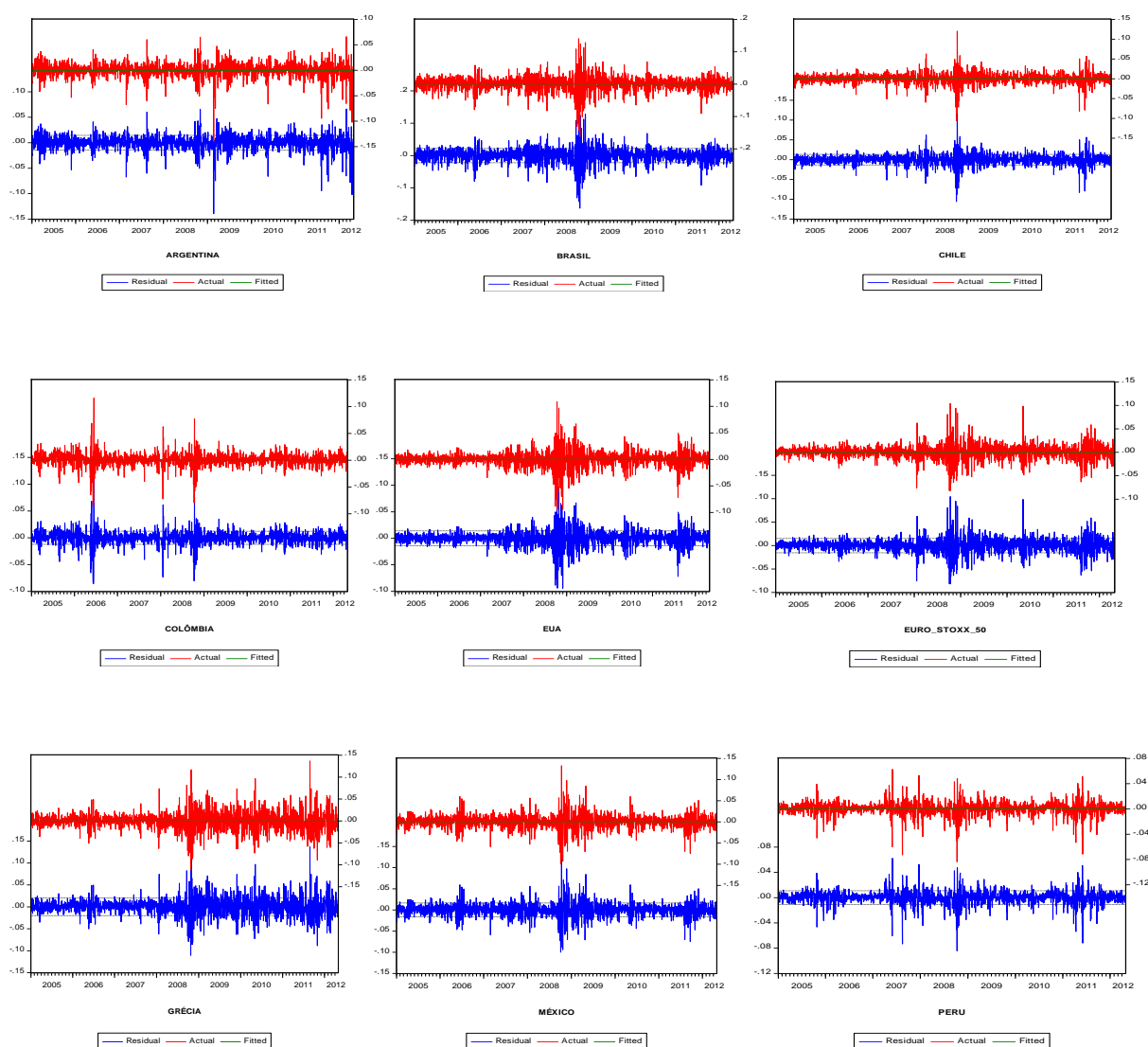
**Tabela 2.4 - Teste ARCH-LM aos resíduos do processo autorregressivo, aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	EUA	Euro Stoxx 50	GRE	MÉX	PER
ARCH-LM	18,59***	60,32***	112,45***	207,88***	141,66***	113,29***	26,11***	108,64***	231,99***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste LM foi aplicado aos resíduos de um processo autorregressivo de primeira ordem (estimação ARMA) de cada série temporal. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

**Figura 2.7 – Gráficos dos resíduos filtrados do processo autorregressivo (ARMA) aplicado às taxas de rendibilidades, no período completo**



Os resultados da estatística  $z$  são mostrados na tabela 2.5, ou seja, os resíduos filtrados através de uma estimação ARMA (teste BDS) propõe a rejeição da hipótese nula. Concretamente estes

resultados sugerem que as rendibilidades não são i.i.d., sugerindo que as rendibilidades dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma significativa componente não linear.

Segundo Taylor (1986) a presença significativa de maior autocorrelação entre os quadrados das rendibilidades do que entre os valores originais das rendibilidades é, também, um indício da presença de não linearidade. Na tabela 2.3, são mostrados os resultados dos testes de autocorrelação dos quadrados das rendibilidades, para os lags 4 e 12 e, todos os índices rejeitam a hipótese nula, identificando autocorrelação em série, significativa a 1%. Os resultados dos testes de autocorrelação são totalmente coincidentes com os obtidos pelo teste BDS. A rejeição da hipótese nula, i.i.d., poderá ser explicada, entre outros fatores, pela existência de autocorrelação ou pela existência de heterocedasticidade nas séries dos índices bolsistas, casos em que a rejeição da hipótese nula é explicada por dependência não linear dos dados. Estes resultados estão em linha com os estudos dos autores Appiah-Kusi e Menyah (2003) e Lim e Hinich (2005).

**Tabela 2.5 – Teste BDS aos resíduos filtrados, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	COL	EUR	MEX	PER	EUA
m = 2	7,32***	7,98***	8,18***	11,13***	7,65***	10,39***	11,11***	7,75***
m = 3	9,48***	10,10***	10,37***	13,05***	10,90***	13,19***	12,95***	11,41***
m = 4	10,62***	12,00***	12,41***	14,20***	12,82***	14,97***	14,44***	13,93***
m = 5	11,32**	13,31***	13,58***	14,59***	14,80***	16,61***	15,97***	16,31***
m = 6	12,10***	14,37***	14,86***	15,29***	16,58***	18,20***	17,45***	18,61***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: m diz respeito à dimensão do mergulho (*embedding dimension*). O método considerado no teste BDS foi a fração de pares standard deviations, para um valor de 0,7. O método de estimação do processo autorregressivo de primeira ordem foi o ARMA. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Com a propósito de analisar a ocorrência de contágio financeiro entre os nove índices estimou-se as correlações não condicionais e examinou-se o significado estatístico. Uma forma de testar a significância estatística do coeficiente de correlação é recorrer à estatística  $t$ , que segue a distribuição  $t$ , com  $n - 2$  graus de liberdade, em que  $r$  é o coeficiente de correlação entre duas séries e  $n$  é o número de observações.

Para testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, recorre-se ao teste do rácio de verosimilhança, sugerido por Pindyck e Rotemberg (1990). A hipótese nula deste teste pressupõe que não existe correlação entre os vários mercados da amostra. A estatística do teste é dada por  $t = -N * \text{Log}[R]$ , que se prova seguir uma distribuição Qui-quadrado, com  $0,5p(p-1)$  graus de liberdade, em que  $[R]$  é o determinante da matriz das correlações,  $N$  é o número de observações da amostra comum e  $p$  é o número de séries analisadas no teste.

Na tabela 2.6 são apresentados os coeficientes de correlação da estatística  $t$  referente aos três subperíodos. Os coeficientes de correlação da estatística  $t$  referente ao subperíodo da crise financeira do *subprime* subiram, na sua maioria, quando comparados com o subperíodo precedente. Ao examinarmos o subperíodo da crise da dívida soberana podemos verificar que os coeficientes de correlação diminuíram, na sua maioria, quando comparados com o subperíodo da crise financeira de 2008.

**Tabela 2.6 - Correlações não condicionais, das rendibilidades diárias, dos 9 índices bolsistas, nos três subperíodos**

	Euro								
<b>Tranquilo</b>	<b>ARG</b>	<b>BRA</b>	<b>CHI</b>	<b>COL</b>	<b>EUA</b>	<b>Stoxx 50</b>	<b>GRE</b>	<b>MEX</b>	<b>PER</b>
ARG	-----	0,51***	0,42***	0,26***	0,48***	0,39***	0,26***	0,51***	0,17***
BRA	0,51***	-----	0,57***	0,37***	0,56***	0,48***	0,41***	0,71***	0,25***
CHI	0,42***	0,57***	-----	0,35***	0,38***	0,44***	0,41***	0,53***	0,23***
COL	0,26***	0,37***	0,35***	-----	0,29***	0,35***	0,35***	0,40***	0,16***
EUA	0,48***	0,56***	0,38***	0,29***	-----	0,49***	0,20***	0,62***	0,20***
EURO	0,39***	0,48***	0,44***	0,35***	0,49***	-----	0,41***	0,55***	0,23***
GRE	0,26***	0,41***	0,41***	0,35***	0,20***	0,41***	-----	0,38***	0,18***
MEX	0,51***	0,71***	0,53***	0,40***	0,62***	0,55***	0,38***	-----	0,21***
PER	0,17***	0,25***	0,23***	0,16***	0,20***	0,23***	0,18***	0,21***	-----
	Euro								
<b>Subprime</b>	<b>ARG</b>	<b>BRA</b>	<b>CHI</b>	<b>COL</b>	<b>EUA</b>	<b>Stoxx 50</b>	<b>GRE</b>	<b>MEX</b>	<b>PER</b>
ARG	-----	0,50***	0,48***	0,41***	0,38***	0,45***	0,42***	0,46***	0,49***
BRA	0,50***	-----	0,72***	0,55***	0,67***	0,74***	0,57***	0,82***	0,57***
CHI	0,48***	0,72***	-----	0,53***	0,53***	0,68***	0,52***	0,71***	0,53***
COL	0,41***	0,55***	0,53***	-----	0,34***	0,58***	0,46***	0,51***	0,52***
EUA	0,38***	0,67***	0,53***	0,34***	-----	0,61***	0,34***	0,72***	0,36***
EURO	0,45***	0,74***	0,68***	0,58***	0,61***	-----	0,69***	0,74***	0,54***
GRE	0,42***	0,57***	0,52***	0,46***	0,34***	0,69***	-----	0,55***	0,50***
MEX	0,46***	0,82***	0,71***	0,51***	0,72***	0,74***	0,55***	-----	0,52***
PER	0,49**	0,57*	0,53*	0,52*	0,36**	0,54*	0,50*	0,52*	-----
	Euro								
<b>CDS</b>	<b>ARG</b>	<b>BRA</b>	<b>CHI</b>	<b>COL</b>	<b>EUA</b>	<b>Stoxx 50</b>	<b>GRE</b>	<b>MEX</b>	<b>PER</b>
ARG	-----	0,53***	0,46***	0,28***	0,54***	0,46***	0,28***	0,51***	0,34***
BRA	0,53***	-----	0,66***	0,41***	0,73***	0,69***	0,45***	0,81***	0,46***
CHI	0,46***	0,66***	-----	0,36***	0,57***	0,61***	0,41***	0,69***	0,41***
COL	0,28***	0,41***	0,36***	-----	0,41***	0,38***	0,27***	0,42***	0,23***
EUA	0,54***	0,73***	0,57***	0,41***	-----	0,71***	0,38***	0,75***	0,42***
EURO	0,46***	0,69***	0,61***	0,38***	0,71***	-----	0,54***	0,76***	0,35***
GRE	0,28***	0,45***	0,41***	0,27***	0,38***	0,54***	-----	0,47***	0,20***
MEX	0,51***	0,81***	0,69***	0,42***	0,75***	0,76***	0,47***	-----	0,44***
PER	0,34***	0,46***	0,41***	0,23***	0,42***	0,35***	0,20***	0,44***	-----

Fonte: Elaboração própria

Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \*, indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Com o objetivo de apresentar se os comovimentos são significativos iremos aplicar o teste *t* heterocedástico de Forbes e Rigobon (2002). Se os coeficientes de correlação entre dois mercados são significativos e a hipótese nula é rejeitada, então ocorre o efeito de contágio. Se os coeficientes de correlação são significativos e a hipótese nula não é rejeitada, existe uma relação de interdependência.

A tabela **2.7** apresenta os resultados de teste  $t$ , ao efeito de contágio entre os subperíodos Tranquilo e crise financeira de 2008. Os resultados sugerem a existência de 44 pares a rejeitarem a hipótese nula e a identificarem contágio, os restantes pares, mais concretamente 28 pares com coeficientes de correlação significativos, contudo não rejeitam a hipótese nula, face a estes resultados estamos perante casos de interdependências e não de contágio.

As Bolsas de Valores do Brasil e México, bem como o índice EURO STOXX50 são os mercados que mais contagiaram os seus pares. Todavia, o mercado dos EUA não contagiou significativamente os principais mercados da América Latina, designadamente os mercados do Brasil e do México. Estes resultados são corroborados com as evidências sugeridas pelos autores Shahzad et al. (2017), Tola e Wälti (2015), Mateus, Chinthapathi e Mateus (2017), BenSaïda (2017) e, Karanasos et al. (2016), que sugerem que a crise financeira *subprime* originou contágio significativo nos mercados financeiros internacionais.

**Tabela 2.7 – Resultados de contágio entre os subperíodos Tranquilo / Subprime**

Países	Resultados	Países	Resultados
Argentina - Brasil	Inexistente	Euro_Stoxx - Argentina	Contágio (2, 66)**
Argentina - Chile	Inexistente	Euro_Stoxx - Brasil	Contágio (1, 46)*
<b>Argentina - Colômbia</b>	<b>Contágio (1, 91)**</b>	Euro_Stoxx - Chile	Contágio (2, 31)**
Argentina - EUA	Inexistente	Euro_Stoxx - Colômbia	Contágio (3, 48)***
Argentina - Euro_Stoxx	Inexistente	Euro_Stoxx - EUA	Contágio (2, 22)**
<b>Argentina - Grécia</b>	<b>Contágio (1, 69)*</b>	Euro_Stoxx - Grécia	Contágio (3, 32)***
Argentina - México	Inexistente	Euro_Stoxx - México	Contágio (1, 35)*
<b>Argentina - Peru</b>	<b>Contágio (3, 99)***</b>	Euro_Stoxx - Peru	Contágio (4, 77)***
Países	Resultados	Países	Resultados
<b>Brasil-Argentina</b>	<b>Contágio (2, 70)**</b>	<b>Grécia - Argentina</b>	<b>Contágio (1, 45)*</b>
<b>Brasil - Chile</b>	<b>Contágio (2, 37)**</b>	Grécia - Brasil	Inexistente
<b>Brasil - Colômbia</b>	<b>Contágio (3, 45)***</b>	Grécia - Chile	Inexistente
<b>Brasil - EUA</b>	<b>Contágio (2, 29)**</b>	<b>Grécia - Colômbia</b>	<b>Contágio (2, 35)**</b>
<b>Brasil - Euro_Stoxx</b>	<b>Contágio (2, 39)**</b>	Grécia - EUA	Inexistente
<b>Brasil - Grécia</b>	<b>Contágio (3, 30)***</b>	Grécia - Euro_Stoxx	Inexistente
<b>Brasil - México</b>	<b>Contágio (1, 48)*</b>	Grécia - México	Inexistente
<b>Brasil - Peru</b>	<b>Contágio (4, 61)***</b>	<b>Grécia - Peru</b>	<b>Contágio (3, 90)***</b>
Países	Resultados	Países	Resultados
<b>Chile - Argentina</b>	<b>Contágio (2, 27)**</b>	<b>México - Argentina</b>	<b>Contágio (2, 51)**</b>
Chile - Brasil	Inexistente	<b>México - Brasil</b>	<b>Contágio (1, 44)*</b>
<b>Chile - Colômbia</b>	<b>Contágio (3, 13)***</b>	<b>México - Chile</b>	<b>Contágio (2, 19)**</b>
<b>Chile - EUA</b>	<b>Contágio (1, 83)**</b>	<b>México - Colômbia</b>	<b>Contágio (3, 22)***</b>
<b>Chile - Euro_Stoxx</b>	<b>Contágio (1, 92)**</b>	<b>México - EUA</b>	<b>Contágio (2, 13)**</b>
<b>Chile - Grécia</b>	<b>Contágio (2, 96)***</b>	<b>México - Euro_Stoxx</b>	<b>Contágio (2, 20)**</b>
Chile - México	Inexistente	<b>México - Grécia</b>	<b>Contágio (3, 08)***</b>
<b>Chile - Peru</b>	<b>Contágio (4, 52)**</b>	<b>México - Peru</b>	<b>Contágio (4, 32)***</b>
Países	Resultados	Países	Resultados
Colômbia - Argentina	Inexistente	<b>Peru - Argentina</b>	<b>Contágio (1, 49)*</b>
Colômbia - Brasil	Inexistente	Peru - Brasil	Inexistente
Colômbia - Chile	Inexistente	Peru - Chile	Inexistente
Colômbia - EUA	Inexistente	<b>Peru - Colômbia</b>	<b>Contágio (2, 51)**</b>
Colômbia - Euro_Stoxx	Inexistente	Peru - EUA	Inexistente
<b>Colômbia - Grécia</b>	<b>Contágio (2, 07)**</b>	Peru - Euro_Stoxx	Inexistente
Colômbia - México	Inexistente	<b>Peru - Grécia</b>	<b>Contágio (2, 30)**</b>
<b>Colômbia - Peru</b>	<b>Contágio (4, 07)***</b>	Peru - México	Inexistente
Países	Resultados	<p>Elaboração própria.</p> <p>Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos ***, **, * indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10% respectivamente.</p>	
EUA - Argentina	Inexistente		
EUA - Brasil	Inexistente		
EUA - Chile	Inexistente		
<b>EUA - Colômbia</b>	<b>Contágio (2, 00)**</b>		
EUA - Euro_Stoxx	Inexistente		
<b>EUA - Grécia</b>	<b>Contágio (1, 86)**</b>		
EUA - México	Inexistente		
<b>EUA - Peru</b>	<b>Contágio (3, 26)***</b>		

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.



A tabela **2.8** apresenta os resultados de teste  $t$ , ao efeito de contágio, entre os subperíodos crise financeira de 2008 e 2010. Os resultados sugerem a existência de 3 pares a rejeitarem a hipótese nula e, a identificarem contágio, os restantes pares, mais concretamente 69 pares com coeficientes de correlação significativos, contudo não rejeitam a hipótese nula, face a estes resultados estamos perante casos de interdependências e não de contágio. Adicionalmente surgem indícios que a crise da dívida soberana europeia não teve reflexos nos mercados financeiros da América Latina. Concretamente após o caos vivido nos mercados internacionais decorrente da crise do *subprime* os investidores começaram a diversificar as suas carteiras nos mercados de ações, designadamente nos mercados emergentes da América Latina, originando liquidez no mercado e, diminuindo os choques decorrentes da crise financeira de 2008. Face a estes resultados a implementação de estratégias de diversificação de carteiras nos mercados financeiros da Região LAC, no subperíodo 2010-2012, poderão ser tomadas em conta pelos investidores internacionais.

**Tabela 2.8 – Resultados de contágio entre os subperíodos *Subprime* / CDS**

Países	Resultados	Países	Resultados
Argentina - Brasil	Inexistente	Euro_Stoxx - Argentina	Inexistente
Argentina - Chile	Inexistente	Euro_Stoxx - Brasil	Inexistente
Argentina - Colômbia	Inexistente	Euro_Stoxx - Chile	Inexistente
Argentina - EUA	Inexistente	Euro_Stoxx - Colômbia	Inexistente
Argentina - Euro_Stoxx	Inexistente	Euro_Stoxx - EUA	Inexistente
Argentina - Grécia	Inexistente	Euro_Stoxx - Grécia	Inexistente
Argentina - México	Inexistente	Euro_Stoxx - México	Inexistente
Argentina - Peru	Inexistente	Euro_Stoxx - Peru	Inexistente
Países	Resultados	Países	Resultados
<b>Brasil - Argentina</b>	<b>Contágio (1, 64)*</b>	Grécia - Argentina	Inexistente
Brasil - Chile	Inexistente	Grécia - Brasil	Inexistente
Brasil - Colômbia	Inexistente	Grécia - Chile	Inexistente
Brasil - EUA	Inexistente	Grécia - Colômbia	Inexistente
Brasil - Euro_Stoxx	Inexistente	Grécia - EUA	Inexistente
Brasil - Grécia	Inexistente	Grécia - Euro_Stoxx	Inexistente
Brasil - México	Inexistente	Grécia - México	Inexistente
Brasil - Peru	Inexistente	Grécia - Peru	Inexistente
Países	Resultados	Países	Resultados
Chile - Argentina	Inexistente	<b>México - Argentina</b>	<b>Contágio (1, 75)*</b>
Chile - Brasil	Inexistente	México - Brasil	Inexistente
Chile - Colômbia	Inexistente	México - Chile	Inexistente
Chile - EUA	Inexistente	México - Colômbia	Inexistente
Chile - Euro_Stoxx	Inexistente	México - EUA	Inexistente
Chile - Grécia	Inexistente	México - Euro_Stoxx	Inexistente
Chile - México	Inexistente	México - Grécia	Inexistente
Chile - Peru	Inexistente	México - Peru	Inexistente
Países	Resultados	Países	Resultados
Colômbia - Argentina	Inexistente	Peru - Argentina	Inexistente
Colômbia - Brasil	Inexistente	Peru - Brasil	Inexistente
Colômbia - Chile	Inexistente	Peru - Chile	Inexistente
Colômbia - EUA	Inexistente	Peru - Colômbia	Inexistente
Colômbia - Euro_Stoxx	Inexistente	Peru - EUA	Inexistente
Colômbia - Grécia	Inexistente	Peru - Euro_Stoxx	Inexistente
Colômbia - México	Inexistente	Peru - Grécia	Inexistente
Colômbia - Peru	Inexistente	Peru - México	Inexistente
Países	Resultados	<p>Elaboração própria.</p> <p>Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos ***, **, * indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%.</p>	
<b>EUA - Argentina</b>	<b>Contágio (1, 36)*</b>		
EUA - Brasil	Inexistente		
EUA - Chile	Inexistente		
EUA - Colômbia	Inexistente		
EUA - Euro_Stoxx	Inexistente		
EUA - Grécia	Inexistente		
EUA - México	Inexistente		
EUA - Perú	Inexistente		

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

## 2.6 Conclusão

Neste ensaio, investigamos o contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50, em contexto das crises financeiras *subprime* e dívida soberana. O objetivo foi compreender o comportamento das relações de longo prazo entre os mercados, em contexto de crise financeira, assim como avaliar a diversificação das carteiras nestes mercados financeiros

Realizamos dois grupos de testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro avalia a persistência das rendibilidades através dos testes: Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades); ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). O segundo grupo de testes estimam se os mercados financeiros apresentam níveis elevados de contágio financeiro, decorrentes das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Para o efeito utilizamos a estatística  $t$  (Pindyck e Rotemberg, 1990), assim como o teste  $t$  de Forbes e Rigobon (2002).

Os resultados do primeiro grupo de testes sugerem *clusters* de volatilidade. De acordo com Mandelbrot (1963) e Engle (1982) se a volatilidade for alta (baixa), num determinado período, tende a continuar a sê-lo no período seguinte, pois a nova informação que chega ao mercado está correlacionada no tempo. Estes resultados poderão indiciar que estes mercados são previsíveis e, que estratégias de negociação poderão promover rendibilidades anómalas. Porém, temos que destacar que analisamos os mercados emergentes da América Latina que apresentam, por norma, persistências superiores quando comparados com mercados desenvolvidos ou de fronteira (Di Matteo, Aste e Dacorogna, 2005).

Os resultados do segundo grupo de testes sugerem a existência de contágio financeiro entre os mercados durante a crise financeira de 2008. Concretamente os resultados sugerem 44 pares a evidenciar contágio financeiro (em 72 possíveis). Porém, quando avaliamos a crise financeira de 2010 constata-se a não existência de contágio financeiro significativo. Adicionalmente surgem indícios que a crise da dívida soberana europeia não teve reflexos nos mercados financeiros da América Latina. Concretamente após o caos vivido nos mercados internacionais decorrente da crise do *subprime* os investidores começaram a diversificar as suas carteiras nos mercados de ações, designadamente nos mercados emergentes da América Latina, originando liquidez no mercado e, diminuindo os choques decorrentes da crise financeira de 2008. Concretamente, consideramos que as propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 2005-2012 tenderam a corrigir para o equilíbrio de mercado nos anos 2010-2012.

A conclusão geral a reter desta investigação suporta-se nos resultados obtidos pelos modelos econométricos, ou seja, os mercados do Brasil e do México contagiaram todos os seus pares regionais. Todavia, esperava-se que o mercado dos EUA tivesse mais expressão nestes mercados regionais. Em fase de conclusão consideramos que no período pós-crise do *subprime* a diversificação das carteiras nestes mercados financeiros serão exequíveis em virtude de o nível de contágio ter diminuído significativamente.

No que concerne a sugestões para futuras investigações pensamos que as mesmas deveriam passar por estudar índices sectoriais, em vez de índices dos mercados de ações. Incorporar variáveis macroeconómicas e financeiras, com o propósito de ajudar a explicar as ligações entre mercados. Desenvolver novas abordagens sobre o tema com o propósito de ajudar a esclarecer o que é contágio ou interdependência, como também delimitar quando existe contágio ou interdependência.

## BIBLIOGRAFIA

- Andreou, E., & Ghysels, E. (2009). Structural Breaks in Financial Time Series. In *Handbook of Financial Time Series* (pp. 839–870). [https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8\\_37](https://doi.org/10.1007/978-3-540-71297-8_37)
- Angabini, A., & Wasiuzzaman, S. (2011). Impact of the Global Financial Crisis on the Volatility of the Malaysian Stock Market. *2010 International Conference on E-Business, Management and Economics*, 3, 79–84.
- Antonakakis, N., Breitenlechner, M., & Scharler, J. (2015). Business cycle and financial cycle spillovers in the G7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 154–162. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.03.002>
- Appiah-Kusi, J., & Menyah, K. (2003). Return predictability in African stock markets. *Review of Financial Economics*, 12(3), 247–270. [https://doi.org/10.1016/S1058-3300\(02\)00073-3](https://doi.org/10.1016/S1058-3300(02)00073-3)
- Attari, M., & Mello, A. S. (2006). Financially constrained arbitrage in illiquid markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(12), 2793–2822. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2005.09.005>
- Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial Market Contagion in the Asian Crisis. *IMF Staff Papers*, 46(2), 167–195. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.07.001>
- Bejarano-Bejarano, L. V., Gomez-Gonzalez, J. E., Melo-Velandia, L. F., & Torres-Gorron, J. E. (2015). *Financial Contagion in Latin America. Borradores De Economia*. Retrieved from <http://ideas.repec.org/p/col/000094/012820.html>
- BenSaïda, A. (2017). The contagion effect in European sovereign debt markets: A regime-switching vine copula approach. *International Review of Financial Analysis*. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.09.013>
- Bhimjee, D. C., Ramos, S. B., & Dias, J. G. (2016). Banking industry performance in the wake of the global financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 48, 376–387. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.01.005>
- Brock, W. A., & de Lima, P. J. F. (1996). 11 Nonlinear time series, complexity theory, and finance. *Handbook of Statistics*. [https://doi.org/10.1016/S0169-7161\(96\)14013-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7161(96)14013-X)
- Buiter, W. H., Corsetti, G. M., & Pesenti, P. a. (1997). *Interpreting the ERM crisis: country-specific and systemic issues. Discussion Paper Series Centre for Economic Policy Research London*. Retrieved from <http://eprints.lse.ac.uk/20361/>
- Buiter, W. H., Corsetti, G., & Pesenti, P. a. (1999). Financial Markets and European Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992-93 Exchange Rate Mechanism Crisis. *Book Review*, 65(3),

240. Retrieved from <https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=g6L5SVXBCB4C&pgis=1>
- Calvo, S. G., & Reinhart, C. M. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *Policy Research Working Paper* 1619. Retrieved from <http://papers.ssrn.com/abstract=636120>
- Caramazza, F., Ricci, L. A., & Salgado, R. (2000). Trade and financial contagion in currency crises, Issues 2000-2055. *IMF Working Paper*, 2000, 0–46.
- Chen, G., Firth, M., & Meng Rui, O. (2002). Stock market linkages: Evidence from Latin America. *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113–1141. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00160-1](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00160-1)
- Cho, S., Hyde, S., & Nguyen, N. (2015). Time-varying regional and global integration and contagion: Evidence from style portfolios. *International Review of Financial Analysis*, 42, 109–131. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.007>
- Chong, C. Y. (2011). Effect of *Subprime* Crisis on U. S. Stock Market Return and Volatility of the Turkish Stock Market. *Global Economy and Finance Journal*, 4(1), 102–111.
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175–182. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)
- Corsetti, G., Pericoli, M., & Sbracia, M. (2005). “Some contagion, some interdependence”: More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177–1199. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.012>
- Di Matteo, T., Aste, T., & Dacorogna, M. M. (2005). Long-term memories of developed and emerging markets: Using the scaling analysis to characterize their stage of development. *Journal of Banking and Finance*, 29(4), 827–851. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.08.004>
- Díaz, A. F., Grau-Carles, P., & Mangas, L. E. (2002). Nonlinearities in the exchange rates returns and volatility. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 316(1–4), 469–482. [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(02\)01203-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(02)01203-7)
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dungey, M., Fry, R., González-Hermosillo, B., & Martin, V. (2006). Contagion in international bond markets during the Russian and the LTCM crises. *Journal of Financial Stability*, 2(1), 1–27. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2005.01.001>
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises. *NBER Working Paper*,

50. <https://doi.org/10.2307/3440879>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fisher, R. A. (1930). *The genetical theory of natural selection*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1038/158453a0>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- Frankel, J. A., & Schmukler, S. L. (1998). Crisis, Contagion, and Country Funds: Effects on East Asia and Latin America. In *Managing Capital Flows and Exchange Rates* (pp. 232–266).
- Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 56(11), 3491–3497. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2010.11.003>
- Glick, R., & Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18, 603–617. [https://doi.org/DOI:10.1016/S0261-5606\(99\)00023-6](https://doi.org/DOI:10.1016/S0261-5606(99)00023-6)
- Goldstein, M. (1998). Asian Financial Crisis: Causes, Cures and Systemic Implications, The. *Peterson Institute Press: All Books*. <https://doi.org/10.2307/3552620>
- Grubel, H. G., & Fadner, K. (1971). The Interdependence Of International Equity Markets. *Journal of Finance*, 26(1), 89–94. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=4655774&site=ehost-live&scope=site>
- Hernández, L. F., & Valdés, R. O. (2001). What drives contagion. *International Review of Financial Analysis*, 10(3), 203–218. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(01\)00052-7](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(01)00052-7)
- Humayun Kabir, M. (2017). Do Investors Herd during the Financial Crisis? Evidence from US Financial Industry. *International Review of Finance*. <https://doi.org/10.1111/irfi.12140>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Kaminsky, G. L., & Schmukler, S. L. (1999). What triggers market jitters? *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 537–560. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(99\)00015-7](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(99)00015-7)
- Kaminsky, G., Lyons, R. K., & Schmukler, S. L. (2004). Managers, investors, and crises: Mutual fund

- strategies in emerging markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 113–134.  
[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00075-8](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00075-8)
- Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2016). Multivariate FIAPARCH modelling of financial markets with dynamic correlations in times of crisis. *International Review of Financial Analysis*, 45, 332–349. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.09.002>
- Kawai, M., Newfarmer, R., & Schmukler, S. L. (2005). Financial Crises: Nine Lessons From East Asia. *Eastern Economic Journal*, 31(2), 185–207. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=17935743&site=ehost-live>
- Kenourgios, D. (2014). On financial contagion and implied market volatility. *International Review of Financial Analysis*, 34, 21–30. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.05.001>
- Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The Journal of Finance*, 57(2), 769–799. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00441>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shinb, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lim, K. P., & Hinich, M. J. (2005). Cross-temporal universality of non-linear dependencies in Asian stock markets. *Economics Bulletin*, 7(1).
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Luchtenberg, K. F., & Vu, Q. V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178–203. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.09.007>
- Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (2002). Unit Roots, Cointegration and Structure Change, 524.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices THE VARIATION OF CERTAIN SPECULATIVE PRICES\*. Source: *The Journal of Business*, 36(4), 394–419. [https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2763-0\\_14](https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2763-0_14)
- Mateus, C., Chinthapathi, R., & Mateus, I. B. (2017). Intraday industry-specific spillover effect in European equity markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 63, 278–298. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.04.011>
- Narayan, P. K. (2008). Is Asian per capita GDP panel stationary? *Empirical Economics*, 34(3), 439–449. <https://doi.org/10.1007/s00181-007-0129-2>



- Noman, A. M., & Rahman, M. Z. (2010). Stationarity of South Asian Real Exchange Rates Under Exponential Star (ESTAR) Framework. *The Journal of Developing Areas*, 43(2), 41–50. <https://doi.org/10.1353/jda.0.0068>
- Norgués, J., & Grandes, M. (2001). Country Risk: Economic Policy, Contagion Effect or Political Noise? *Journal of Applied Economics*, 14(1), 125–162.
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, 1, 278–352. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2006.04.004>
- Peters, E. E. (2015). Fractal market analysis : applying chaos theory to investment and economics. *Wiley Finance Editions*. Retrieved from [https://books.google.com.co/books?hl=es&lr=&id=\\_bkoySKyc\\_cC&oi=fnd&pg=PA3&dq=\(Fractal+Market+Analysis:+Applying+Chaos+Theory+to+Investment+and+Economics&ots=sNzItS20IO&sig=cnQpl\\_4F5zID5blbhNH9omRATmo%5Cnhttp://www.loc.gov/catdir/description/wiley037/93028](https://books.google.com.co/books?hl=es&lr=&id=_bkoySKyc_cC&oi=fnd&pg=PA3&dq=(Fractal+Market+Analysis:+Applying+Chaos+Theory+to+Investment+and+Economics&ots=sNzItS20IO&sig=cnQpl_4F5zID5blbhNH9omRATmo%5Cnhttp://www.loc.gov/catdir/description/wiley037/93028)
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the *subprime* crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455–491. <https://doi.org/10.3982/QE82>
- Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. (1990). Do Stock Prices Move Together Too Much? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 3324. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w3324%5Cnhttp://www.nber.org/papers/w3324.pdf>
- Purnanandam, A. (2011). Originate-to-distribute model and the *subprime* mortgage crisis. *Review of Financial Studies*, 24(6), 1881–1915. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq106>
- Ramlall, I. (2010). Has the US *Subprime* Crisis Accentuated Volatility Clustering and Leverage Effects in Major International Stock Markets ? *International Research Journal of Finance and Economics*, 39(39), 157–185. <https://doi.org/http://www.eurojournals.com/finance.htm>
- Schwert, G. W. W. (1997). Stock Market Volatility: Ten Years After the Crash. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.44639>
- Shahzad, S. J. H., Ferrer, R., Ballester, L., & Umar, Z. (2017). Risk transmission between Islamic and conventional stock markets: A return and volatility spillover analysis. *International Review of Financial Analysis*, 52, 9–26. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.04.005>
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). The Limits to Arbitrage. *Journal of Finance*, 52, 35–55.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x>

Taylor, S. J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Wiley New York. Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Modelling+financial+time+series#0>

Tola, A., & Wälti, S. (2015). Deciphering financial contagion in the euro area during the crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 55, 108–123. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.09.009>

Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. *Technometrics* (Vol. 48). <https://doi.org/10.1198/tech.2006.s405>

Van Rijckeghem, C., & Weder, B. (2001). Sources of contagion: Is it finance or trade? *Journal of International Economics*, 54(2), 293–308. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(00\)00095-7](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00095-7)

### **Capítulo III - Ensaio III: A transmissão de risco entre os mercados financeiros da Região LAC: Uma reflexão em contexto de crises financeiras**

#### **Resumo**

Este ensaio tem por objetivo estudar a transmissão de risco, em contexto dinâmico, entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Concretamente pretendemos avaliar a volatilidade entre mercados, assim como o efeito assimétrico. Para o efeito construímos uma medida de volatilidade que têm por base os preços de abertura, de fecho, de máximo e, de mínimo. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, resultantes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?. Os resultados obtidos sugerem a existência de transmissão de risco decorrente da crise financeira de 2008. No entanto verificou-se uma diminuição do risco durante a crise financeira de 2010, ou seja, a elevada volatilidade verificada durante a crise do *subprime* tende a diminuir no período 2010-2012. Com o acentuar do efeito assimétrico a volatilidade respondeu de forma mais intensa a más notícias do que a boas notícias ao mercado. Concretamente os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se substancialmente. Em fase de conclusão existiu um reajuste nestes mercados regionais nos anos 2010-2012, o que poderá criar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

**Keywords:** Volatilidade; mercados de ações; modelos GARCH.

**JEL Classification:** C58, G01, G10, G15, G17.

### **Chapter III - Essay III: The transmission of risk among the financial markets of the LAC Region: A reflection in the context of financial crises**

#### **Abstract**

This essay aims to study the risk transmission, in a dynamic context, between the main financial markets of the LAC region, due to the subprime financial crises and European sovereign debt. Specifically we intend to evaluate the volatility between markets, as well as the asymmetric effect. For this purpose we have constructed a measure of volatility based on opening, closing, maximum and minimum prices. In order to achieve such an analysis, we intend to answer two questions, namely whether: (i) Latin American financial markets show high levels of volatility resulting from the financial crises of 2008 and 2010? (ii) when the asymmetrical effect occurs, through the occurrence of potential losses, can the diversification of the portfolios be jeopardized? The results suggest that there was a risk transfer resulting from the 2008 financial crisis. However, there was a decrease in risk during the financial crisis of 2010, ie the high volatility during the subprime crisis tends to decrease in the period 2010-2012. With the accentuation of the asymmetric effect, volatility responded more intensely to bad news than good news to the market. Specifically, the levels of linear dependence between the various markets have changed substantially. In the completion phase, there was a readjustment in these regional markets in the years 2010-2012, which could create conditions for possible portfolio diversification strategies.

**Keywords:** Volatility; stock markets; GARCH models.

**JEL Classification:** C58, G01, G10, G15, G17.

### 3.1 Introdução

Desde o trabalho pioneiro de Markowitz (1952) a volatilidade tem sido um dos principais focos de análise na área das finanças, exercendo um papel crucial em atividades, tais como: análise de risco e nos processos de tomada de decisão sobre os ativos financeiros. Assim sendo, prever e estimar a volatilidade tem sido um tema de muita relevância na investigação empírica e teórica na área financeira, pois a antecipação do comportamento futuro da volatilidade dos ativos irá ajudar certamente na reformulação de estratégias de investimento ajustadas.

A volatilidade dos mercados é um elemento fundamental na extensão da teoria financeira e dos mercados, que tem merecido a atenção de investigadores e de profissionais. Campbell, Lo e MacKinlay (1997) referem que o que diferencia a economia financeira é o papel central desempenhado pela incerteza dos mercados, pois perante a ausência de incerteza, os dilemas da economia financeira reduzem-se a “exercícios elementares de microeconomia”.

Um facto evidente que envolve a volatilidade, seja qual for a perspetiva que se esteja a analisar, é que esta está relacionada com a instabilidade e turbulência dos mercados financeiros e com o comportamento dos investidores. Assim, uma análise correta da estimação da volatilidade tornar-se-á importante, não só para o esboço de uma boa estratégia de gestão de ativos, como também para a compreensão dos momentos de incerteza nos mercados financeiros.

Em investigações mais recentes os académicos analisaram o impacto da crise financeira de 2008 nos mercados cambiais (Baba e Packer, 2009), nos mercados de obrigações (Acharya, Philippon, Richardson e Roubini, 2012) e, nos mercados de ações, particularmente os autores Dooley e Hutchison (2009), Bartram e Bodnar (2009), Billio e Caporin (2010), Chudik e Fratzscher (2011), Schwert (2011) e, Syllignakis e Kouretas (2011). Concretamente, estes estudos defenderam que a volatilidade está presente nos mercados financeiros, sendo a mesma elevada em períodos de crise financeira, especificamente durante a crise do *subprime*.

O presente ensaio tem por objetivo estudar a transmissão de risco dinâmico entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, resultantes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?.

Os resultados obtidos sugerem a existência de transmissão de risco decorrente da crise financeira de 2008. No entanto verificou-se uma diminuição do risco durante a crise financeira de 2010, ou seja, a elevada volatilidade verificada durante a crise do *subprime* tende a diminuir no período 2010-2012. Com o acentuar do efeito assimétrico a volatilidade respondeu de forma mais intensa a más notícias do que a boas notícias ao mercado. Concretamente os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se substancialmente. Em fase de conclusão existiu um reajuste nestes

mercados regionais nos anos 2010-2012, o que poderá criar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

Esta investigação apresenta duas contribuições para a literatura existente. A primeira contribuição relaciona-se com o estudo da volatilidade dinâmico nestes mercados regionais, em contexto das crises financeiras de 2008 e 2010. Tanto quanto sabemos, os estudos recentes que analisaram estes mercados regionais, em contexto da crise do *subprime*, foram dos autores Gamba-Santamaria, Gomez-Gonzalez, Hurtado-Guarin e Melo-Velandia (2017), Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017), Chuliá, Guillén e Uribe (2017) Güloğlu, Kaya e Aydemir (2016). Porém, a abordagem foi essencialmente distinta da seguida neste ensaio. Concretamente, construímos uma medida de volatilidade que se centra nos preços de abertura, de fecho, de máximo e, de mínimo. Adicionalmente analisamos um período amostral com contempla dois subperíodos de crises financeiras e, um subperíodo de ascensão dos mercados de ações.

O segundo contributo está relacionado pela preferência por estes mercados emergentes regionais. Após a recente crise financeira de 2008 nos mercados emergentes internacionais e, em particular os da América Latina, estes mercados regionais tornaram-se um importante destino de investimento. Segundo os autores Mensah e Premaratne (2014) com a extinção das barreiras ao investimento nos últimos anos, muitos países têm sofrido o processo de integração tanto a nível financeiro como económico. Isto leva a que os benefícios da diversificação internacional sejam postos em causa devido principalmente às diversas crises financeiras que têm originado comovimentos significativos entre os mercados financeiros de todo o mundo. Neste contexto e tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender a volatilidade existente entre os mercados latino-americanos. Compreender como a volatilidade entre mercados se transmite presumivelmente irá auxiliar na implementação de estratégias de diversificação eficientes.

Em termos de estrutura este ensaio encontra-se organizado em 6 secções: Na Secção 2 apresenta-se uma análise da literatura no que concerne a artigos sobre a volatilidade entre mercados. A Secção 3 descreve a metodologia. A Secção 4 contém a fonte de dados e a caracterização das variáveis. A secção 5 expõe os resultados. Finalmente, a Secção 6 conclui.

### **3.2 Revisão da Literatura**

A volatilidade é uma particularidade muito relevante nos mercados financeiros, apesar de ser uma medida que não é diretamente observável, considera-se que a sua estimação ou previsão seja mais difícil de analisar. O binómio risco / rendibilidade serve um tópico muito relevante para determinados investidores, designadamente, quando os mesmos não têm aversão ao risco e estão na disposição de realizar operações de risco elevado. Esta relação torna-se um problema quando o propósito é estimar e prever o risco, assim como a rendibilidade dos investimentos, tornando-se, por consequência, um problema de importância crucial para os mercados financeiros.

Atualmente, uma das informações mais importantes para os investidores dos mercados financeiros será, provavelmente, a variância dos preços dos ativos (volatilidade). Em momentos de incerteza e turbulência nos mercados financeiros, a sua correta previsão permite antecipar as

estratégias de rendibilidades das ações afetadas por fatores que se relacionam com o desempenho da empresa emitente, assim como a sua conjuntura económica.

No início da década de 1990, alguns académicos começaram a dar relevância à modelização das interações entre os mercados bolsistas. Hamao, Masulis e Ng (1990) analisaram os mercados dos EUA, do Reino Unido e do Japão, entre 1985 e 1988. Os autores defendem a existência de volatilidade significativa dos EUA para os mercados do Japão e do Reino Unido. Todavia, o mercado japonês apresentou níveis de volatilidade poucos significativos com os mercados do EUA e Reino Unido.

Lin, Engle e Ito (1994) examinaram a propagação da volatilidade entre diversos mercados de ações. Os autores defendem que a volatilidade existente entre os mercados de Tóquio e de Nova Iorque são significativas, especialmente entre outubro de 1985 e dezembro de 1989. De forma semelhante, Susmel e Engle (1994) sugerem a existência de volatilidade nas rendibilidades *intraday* entre os mercados de ações dos EUA e do Reino Unido, com maior ênfase, no período de janeiro de 1987 a fevereiro de 1989.

Em estudos mais recentes Kotkatvuori-Örnberg, Nikkinen e Äijö (2013) analisaram 50 mercados de ações, tendo presente, dois grandes eventos bancários, ou seja, a aquisição do banco de investimento Bear Stearns pelo grupo J.P. Morgan Chase e, o colapso do banco de investimento Lehman Brothers Holding Inc. Os autores defendem que as correlações dinâmicas condicionais aumentaram significativamente, no período 2007-2009, originando choques de volatilidade entre mercados. De forma complementar, Yarovaya, Brzeszczyński e Lau (2016) examinaram 10 mercados desenvolvidos e 11 mercados emergentes da Ásia, América, Europa e África, no período de 2005 a 2014. Os autores alegam que os mercados são mais susceptíveis a choques de volatilidade nacional e específico de cada região do que a volatilidade inter-regional. Face a estes resultados e, tendo presente os mercados regionais analisados a diversificação de carteiras poderá ser uma estratégia a ser seguida pelos investidores internacionais.

Semelhantemente, Ben Rejeb e Arfaoui (2016) analisaram a volatilidade entre os mercados da América Latina, Ásia e, os mercados dos EUA e Japão, no período de 1993 a 13 de outubro de 2010. Os autores mostram que a transmissão da volatilidade está diretamente ligada à integração regional dos mercados, especialmente durante a crise do *subprime*. Adicionalmente, os autores sugerem a existência de integrações assimétricas entre mercados, nomeadamente entre os mercados regionais da Ásia e da América Latina, o que poderá promover estratégias de diversificação eficazes. De forma complementar, Todea (2016) examinou a volatilidade e a integração financeira de 20 mercados emergentes, durante o período de 1999-2013. O autor evidencia que a volatilidade é persistente e, a mesma está relacionada com a integração dos mercados financeiros. Concretamente, esta análise indicia que a persistência de memórias longas está diretamente relacionada com a crise financeira de 2008, sobretudo depois de 2005, sugerindo que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa.

Em complementaridade, Güloğlu, Kaya e Aydemir (2016) analisaram a volatilidade entre os 5 maiores mercados de ações da América Latina, no período da crise financeira de 2008. Os resultados sugerem que a volatilidade entre mercados não é consistente, e que o mercado do Brasil causa todos

os mercados da amostra, sugerindo que as estratégias de diversificação são exequíveis. Semelhantemente, Gamba-Santamaria, Gomez-Gonzalez, Hurtado-Guarin e Melo-Velandia (2017) analisaram os mercados do Brasil, Chile, Colômbia, México e dos EUA, durante a crise financeira do *subprime*. Os resultados comprovam que o Brasil é o maior mercado da América Latina e transmite volatilidade aos seus pares regionais. Os autores apontam que o período mais crítico de transmissão de risco ocorreu nos anos de 2008-2012, adiando para a dificuldade de implementar estratégias de diversificação eficientes.

De forma semelhante, Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017) analisaram os seis maiores mercados da América Latina e os EUA. Os autores sugerem que o mercado dos EUA transmitiu volatilidade para os mercados da América Latina, sugerindo algumas precauções em relação a diversificação do risco. Em complementaridade, Chuliá, Guillén e Uribe (2017) examinaram os 6 principais mercados da América Latina e o mercado dos EUA. Os autores encontraram níveis de volatilidade reduzida entre os EUA e os mercados de ações da América Latina, sugerindo que as estratégias de diversificação de carteiras poderão ser exequíveis.

### 3.3 Metodologia

O pressuposto essencial dos procedimentos de inferência estatística é de que as séries sejam estacionárias, para que as inferências sejam válidas. Se as séries temporais não forem estacionárias, podem dar origem a regressões espúrias, com os coeficientes de determinação elevados, coeficientes de regressão significativos, coeficientes de autocorrelação elevados, sugerindo uma forte relação entre as variáveis, embora os resultados estatísticos não correspondam à realidade. Analisar a série temporal em termos de estacionariedade é relevante para delimitar os modelos, assim como a sua estimativa impedindo resultados enviesados. O objetivo de se empregar testes com hipóteses nulas opostas, é mitigar o facto de que os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) têm baixo poder quando comparados com metodologias econométricas que postulam quebras de estrutura (Maddala e Kim, 2002). Optamos por conjugar os testes de raízes unitárias ADF, PP e KPSS neste ensaio.

Vários estudos foram desenvolvidos para estudar o comportamento da volatilidade, nomeadamente envolvendo o facto estilizado dos *clusters* de volatilidade, recorrendo a modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicionada e de volatilidade estocástica. Porém, de acordo com os autores Andersen e Bollerslev (1998), Beltratti e Morana (1999), Gallant, Hsu e Tauchen (1999), Alizadeh, Brandt e Diebold (2002) e, Poon e Granger (2003), a simples estimação dos preços de fecho dos ativos ou dos mercados, faz com que informação relevante acerca da trajetória do preço, dentro do período de referência, seja ignorada.

Dos diferentes indicadores sugeridos na literatura referentes às medidas de volatilidade, como os preços de abertura, mínimo, máximo e de fecho, acompanhamos as sugestões dos autores Rogers, Satchell e Yoon (1994). O nosso objetivo é analisar a evolução da volatilidade dos preços, entre os principais índices bolsistas da América Latina, mas também perceber se a crise financeira do *subprime* levou a um aumento da volatilidade nesses mesmos mercados.



Rogers et al. (1994) apresentaram o seguinte estimador da variância:

$$\sigma_{r,t}^2 = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \ln \frac{H_t}{c_t} \right) \left( \ln \frac{H_t}{o_t} \right) + \left( \ln \frac{L_t}{c_t} \right) \left( \ln \frac{L_t}{o_t} \right)} \quad (3.1)$$

Floros (2009) refere que o método mais simples, como a diferença logarítmica entre o valor máximo e o valor mínimo, sobrestima o valor da variância. De forma complementar, Brandt e Kinlay (2005) e Sinclair (2013) sugerem que a proposta sugerida por Rogers et al. (1994) como estimador da variância apresenta uma maior robustez.

Uma generalização dos modelos ARCH é a família dos modelos GARCH (*Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) (Bollerslev, 1986), que corresponde a uma estrutura de parâmetros potencialmente mais parcimoniosa. Bollerslev (1986) propôs que a variância condicional fosse a função não apenas dos quadrados dos erros passados (como nos modelos ARCH) mas, também, dos seus próprios valores passados.

Por exemplo, um modelo GARCH ( $p, q$ ) pode ser definido por:

$$\begin{cases} Y_t = \delta X_t + \varepsilon_t & (\text{equação da média condicional}) \\ \varepsilon_t = u_t \sigma_t, \text{ com } \sigma_t^2 = \bar{\omega} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 & (\text{equação da variância condicional}) \end{cases} \quad (3.2)$$

Note-se que:

$\{u_t\}_t$ , são variáveis independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância unitária. Geralmente, seguem uma das distribuições normal ou t-Student standard e;

- ✓  $\varepsilon_{t-i}^2$  é o termo de volatilidade (dá informação sobre a volatilidade do período anterior a  $t$ );
- ✓  $\sigma_{t-i}^2$  é a variância condicionada no  $t - i$ ;
- ✓  $\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$  é a componente ARCH de ordem  $q$  e  $\sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$  a componente GARCH de ordem  $p$ .

Os parâmetros do modelo GARCH definido em (3.2) estão sujeitos às seguintes restrições:

- ✓  $\bar{\omega}$  é a constante (*intercept*) positiva ( $\bar{\omega} > 0$ );  $p \geq 0$  e  $q > 0$
- ✓  $\alpha_i = 0$ ,  $i > q$  e  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i = 1, \dots, q$
- ✓  $\beta_j \geq 0$ ,  $j = 1, \dots, p$  e  $\beta_j = 0$ ,  $j > p$
- ✓  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ , o que implica que a variância não condicionada de  $\varepsilon_t$  seja finita e igual

$$\sigma^2 = \frac{\bar{\omega}}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j}.$$

A soma dos coeficientes ARCH com os GARCH dá-nos uma medida da permanência de impacto de um choque sobre a volatilidade, designando-se por persistência do modelo GARCH.

Para descrever o comportamento assimétrico na volatilidade da generalidade das séries financeiras, Nelson (1991) sugeriu o modelo GARCH exponencial ou EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*). O modelo EGARCH ( $p, q$ ) pode ser dado pela seguinte equação:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_j \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) \quad (3.3)$$

Este modelo difere do modelo GARCH porque utiliza o logaritmo da variância condicionada, não sendo, como tal, necessário impor restrições de não negatividade sobre os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ . Além disso, o efeito *leverage* é modelado por uma função exponencial.

Se  $\gamma_1 = 0$ , então o efeito de uma boa notícia ( $\varepsilon_t > 0$ ) tem o mesmo efeito do que uma má notícia ( $\varepsilon_t < 0$ ); se, por outro lado  $\gamma_1 < 0$ , estaremos perante o efeito de *leverage*. Por forma a descrever o efeito *leverage*, Nelson (1991) considerou a seguinte função ponderada:

$$g(u_t) = \theta u_t + \gamma [|u_t| - E(|u_t|)] \quad (3.4)$$

onde  $\theta$  e  $\gamma$  são constantes reais,  $u_t$  e  $|u_t| - E(|u_t|)$  são variáveis aleatórias i.i.d. com média nula que admitem distribuições contínuas. Portanto,  $E[g(u_t)] = 0$ .

A função  $g(u_t)$ , pode ser reescrita do seguinte modo:

$$g(u_t) = \begin{cases} (\theta + \gamma)u_t - \gamma E(|u_t|), & u_t \geq 0 \\ (\theta - \gamma)u_t - \gamma E(|u_t|), & u_t < 0 \end{cases} \quad (3.5)$$

observando-se facilmente que é assimétrica. Assumindo a distribuição normal das variáveis  $u_t$ , tem-se:  $E(|u_t|) = \sqrt{2/\pi}$ .

Considerando a distribuição *t-Student* com  $v > 2$ , obtém-se:

$$E(|u_t|) = \frac{2\sqrt{v-2} \Gamma((v+1)/2)}{(v-1)\Gamma(v/2)\sqrt{\pi}} \quad (3.6)$$

onde resulta que o modelo EGARCH ( $q, p$ ) pode ser enunciado através das seguintes equações:

$$\varepsilon_t = \sigma_t u_t, \quad \ln(\sigma_t^2) = \omega + \frac{1 + \beta_1 B + \dots + \beta_p B^p}{1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_q B^q} g(u_{t-1}) \quad (3.7)$$

onde  $\omega$  é uma constante,  $\beta$  é um operador das diferenças (*back-shift* ou *lag*) tal que  $Bg(u_t) = g(u_{t-1})$  e  $1 + \beta_1 B + \dots + \beta_p B^p$  e  $1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_q B^q$ , são polinómios com raízes fora do círculo unitário e sem fatores comuns (fora do círculo unitário significa que o valor absoluto das raízes é maior que 1).

Como podemos verificar, a equação (3.7) aplica a usual parametrização do modelo ARMA para descrever a evolução da variância condicionada de  $\varepsilon_t$ . Sublinhe-se que a variância não condicionada de  $\ln(\sigma_t^2)$  é  $\omega$ .

Nos últimos anos com as crises financeiras a assolarem os mercados financeiros, temos observado que existe uma tendência para um aumento da volatilidade nos mercados, quando ocorre ou quando surgem notícias menos boas. Por outras palavras uma descida das cotações origina um impacto superior na volatilidade quando comparado com uma ascensão dos preços dos ativos, este efeito é designado por *leverage effect*.

Por outro lado, se considerarmos o prémio de risco de mercado, é possível constatar a existência de uma correlação positiva entre a expectativa formulada para este e a previsão efetuada na volatilidade do mercado acionista. Ou seja, um aumento não esperado na volatilidade propicia um aumento do prémio de risco esperado e, uma redução do preço atual das ações (French, Schwert e Stambaugh, 1987).

O comportamento assimétrico na volatilidade motivou os autores Zakoian (1994) e, Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) a sugerirem o modelo *Threshold* ARCH (TARCH), também designado por GJR-GARCH, enquanto alternativa ao modelo ARCH.

A equação da variância condicionada do modelo TARCH (1,1), é dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.8)$$

onde  $d_{t-1} = 1$  se  $\varepsilon_{t-1}$  é positivo, e 0 caso contrário.

A definição do modelo sugere que a volatilidade tem uma tendência para aumentar, quando surgem no mercado más notícias, isto é, quando  $\varepsilon_{t-1} < 0$  e, quando ocorre o inverso, ou seja, boas notícias, acontece o oposto, a volatilidade tende a diminuir, sendo  $\varepsilon_{t-1} > 0$ . Concretamente, as más notícias têm magnitude  $\alpha + \gamma$  e as boas notícias têm a dimensão  $\alpha$ . O efeito de *leverage* existe se  $\gamma > 0$ . O choque assimétrico ocorre se  $\gamma \neq 0$  e, quando  $\gamma = 0$  designamos por choque simétrico.

Em termos práticos o modelo TARCH ( $p, q$ ), consiste na seguinte equação:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.9)$$

onde  $d_t = 1$ , se  $\varepsilon_t < 0$  e  $d_t = 0$ , caso contrário.

O modelo de correlação condicional dinâmica (DCC-GARCH), sugerido por Engle (2002) e, Tse e Tsui (2002) distingue-se de outros modelos, como por exemplo o da correlação condicional constante, proposto por Bollerslev (1990) por facilitar que a matriz de correlação condicional mude ao longo do tempo.

A estimação deste modelo envolve duas etapas, na primeira das quais se estima um modelo GARCH univariado para cada uma das séries e, na segunda utiliza-se os resíduos estandardizados, obtidos na primeira etapa, para obter a correlação condicional.

No modelo DCC-GARCH a matriz de covariâncias condicionais escreve-se como:

$$\Sigma_t = D_t \Gamma_t D_t$$

Onde

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (3.10)$$

$$\Gamma_{t+1} = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} Q_t [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (3.11)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha U_{t-1} U'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (3.12)$$

e  $h_{it}$  segue um processo GARCH (1,1),  $\Sigma_t$  é a matriz de covariância condicional e  $U_t$  é o vetor de valores estandardizados de  $t$ ,  $\Gamma_t$  é a matriz de correlações variáveis no tempo,  $Q_t$  é a matriz simétrica semi-definida positiva, e  $\bar{Q}$  é a matriz da variância não condicional de  $U_t$ . Os elementos variáveis no tempo de  $\Gamma_t$ ,  $\rho_{ij,t}$ , são:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} + q_{jj,t}}} \quad (3.13)$$

Onde  $q_{ij,t}$  é o elemento de  $Q_t$ . Para a definição positiva de  $\Gamma_t$ , a matriz  $Q_t$  tem de ser definida positiva. É de esperar que  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ ,  $\alpha + \beta < 1$ , para que a matriz de correlação condicionais seja definida positiva.

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + \log(\Gamma_t) + U_t' \Gamma_t^{-1} U_t \quad (3.14)$$

O teste-t homocedástico de duas amostras é calculado com base em

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\left( \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^{1/2}} \quad (3.15)$$

O teste é comparado com a distribuição t-Student, em que o número de graus de liberdade é dado por:

$$v = \left\{ \frac{\left( \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{s_1^2}{n_1^2(n_1-1)} + \frac{s_2^2}{n_2^2(n_2-1)}} \right\} \quad (3.16)$$

O teste à igualdade de médias, através da análise de variância de um fator, permite avaliar a significância estatística da diferença observada entre médias, para um nível de probabilidade específico, envolvendo o cálculo da estatística  $F$ , a qual se baseia na variabilidade dentro e entre subperíodos.

A estatística do teste é dada por:

$$F = \frac{MSE}{MSD}$$

em que

$MSE = \frac{SSE}{k-1}$ : é a média da soma dos quadrados entre subperíodos;

$MSD = \frac{SSD}{N-k}$ : é a média da soma dos quadrados dentro dos subperíodos.

Onde  $MSE$  é a soma dos quadrados entre subperíodos,  $MSD$  é a soma dos quadrados dentro dos subperíodos,  $k$  é o número de subperíodos e  $N$  é o número total de observações.

Em ambos os testes, as hipóteses nulas e as hipóteses alternativas formuladas, são:

$$H_{0a} : \mu_{Crise Dívida Soberana} = \mu_{Crise Financeira Subprime}$$

$$H_{0b} : \mu_{Crise financeira Subprime} = \mu_{Tranquilo}$$

$$H_{1a} : \mu_{Crise Dívida Soberana} \neq \mu_{Crise Financeira Subprime}$$

$$H_{1b} : \mu_{Crise financeira Subprime} \neq \mu_{Tranquilo}$$

### 3.4 Fonte de Dados e Caracterização de Variáveis

Este ensaio tem por objetivo estudar a transmissão de risco dinâmico entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Concretamente pretendemos avaliar a volatilidade dos preços entre os principais mercados regionais da região LAC, assim como o efeito assimétrico. O conjunto destes mercados emergentes incluiu os mercados da região LAN (*Latino American North*) e LAS (*Latino American South*), nomeadamente os mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Peru e México.

#### Fontes de Dados

Os dados relativos às cotações diárias dos índices, os preços de abertura, de máximo, de mínimo e de fecho dos diversos mercados foram obtidos junto da plataforma *DataStream*, todas as cotações estão em dólares norte-americanos.

As volatilidades dos preços são diárias e incluem o período compreendido entre 3 de janeiro de 2005 e 30 de abril de 2012 (1911 observações). Optou-se por dividir a amostra em três subperíodos, um de pré-crise o qual designamos por Tranquilo que corresponde ao subperíodo de 3 de janeiro de 2005 a 31 de julho de 2007, e dois de crise, os quais designamos por crise do *subprime* (2008) e, crise da dívida soberana (2010). A crise do *subprime* compreende o subperíodo de 1 de agosto de 2007 a 7 de dezembro de 2009, enquanto a crise da dívida soberana corresponde ao subperíodo de 8 de dezembro de 2009 a 30 de abril de 2012.

No que respeita a delimitar o início da crise do *subprime* a 1 de agosto de 2007 suporta-se no estudo de Gallegati (2012). Este autor reconhece que “... a explosão da bolha hipotecária *subprime* dos EUA ocorreu em agosto de 2007 (data de consenso da crise) ...”. Veja-se também que, em agosto de 2007, o Banco BNP Paribas fechou dois fundos mútuos expostos à crise do *supprime*, que foi visto pelos mercados como um evento significativo.

No que concerne em datar o início da crise da dívida soberana europeia suportamo-nos por um evento ocorrido em 8 de dezembro de 2009, quando a Fitch reduziu o rating da dívida grega de A- para BBB+, colocando a classificação da dívida grega abaixo do nível A- pela primeira vez em dez anos.

O conjunto de mercados emergentes compreende os mercados da região LAN (*Latino American North*) e LAS (*Latino American South*). A composição dos índices de mercados da região LAC são os seguintes, a saber:

**Tabela 3.1 - Principais índices dos mercados da América Latina**

Índice	Cód.	Cidade/País
São Paulo Stock Exchange Index	BRA	São Paulo / Brasil
Buenos Aires Stock Exchange Merval Index	ARG	Buenos Aires / Argentina
Lima Stock Exchange General Index	PER	Lima / Peru
Santiago Stock Exchange IGPA Index	CHI	Santiago / Chile
México Stock Market Index	MÉX	Cidade do México / México

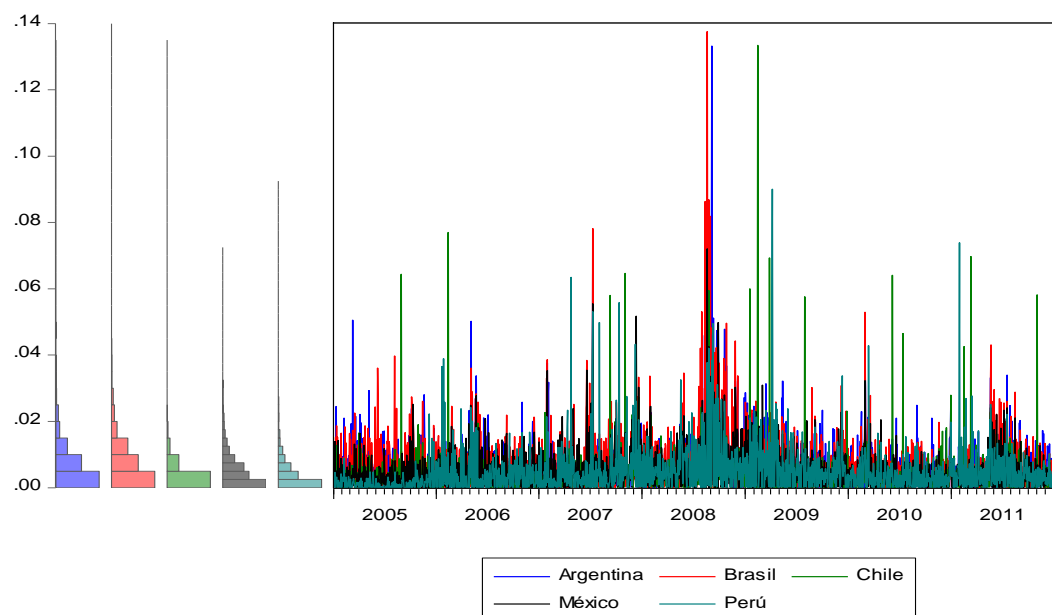
Fonte: Elaboração própria.

### Caracterização de Variáveis

Dos diferentes indicadores sugeridos na literatura referentes às medidas de volatilidade, como os preços de abertura, mínimo, máximo e de fecho, acompanhamos as sugestões dos autores Rogers, Satchell e Yoon (1994) (equação 3.1).

A figura 3.1 mostra a volatilidade dos preços dos principais mercados financeiros da América latina, designadamente nos mercados da Argentina, Brasil, Chile, Peru e México. A amostra compreende o lapso temporal de 03 de janeiro de 2005 a 30 de abril de 2012, sendo o mesmo um período de bastante complexidade, em virtude de compreender dois subperíodos de crise (*subprime* e dívida soberana europeia). A análise visual permite reconhecer que o subperíodo da crise financeira *subprime* é caracterizado por uma maior concentração de volatilidade, designadamente no ano de 2008. O subperíodo Tranquilo registou níveis de volatilidade bastantes inferiores quando comparado com a crise do *subprime*. Em relação ao subperíodo da crise da dívida soberana regista picos de volatilidade em todos os mercados, no entanto em menor dimensão quando comparado com a crise de 2007-2009.

**Figura 3.1 – Evolução temporal das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream: 3 de janeiro de 2005, 1911 pontos de dados.

### Estatísticas descritivas e estacionariedade das séries de dados

A tabela 3.2 mostra as principais estatísticas descritivas das volatilidades dos preços dos principais mercados da América Latina, referentes ao período completo da amostra. Os resultados alcançados mostram que as séries de dados propõem afastamentos face à hipótese de normalidade. Este resultado surge através do teste de Jarque e Bera (1980) que possibilitou rejeitar a hipótese nula da normalidade ( $H_0$ ) a favor da alternativa ( $H_1$  - não normalidade), para um nível de significância de 1%. Adicionalmente, os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal. As séries analisadas são leptocúrticas. Realizamos o teste ARCH-LM e os resultados obtidos sugerem efeitos ARCH nas séries de dados a partir da primeira defasagem.

**Tabela 3.2 - Estatísticas descritivas das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	PER	MÉX
Mean	0,0070	0,0079	0,0044	0,0047	0,0056
Std. Dev.	0,0083	0,0092	0,0073	0,0068	0,0061
Skewness	4,4587	4,0153	7,2274	4,3358	2,8315
Kurtosis	44,4872	37,3823	86,0287	34,8685	18,7605
JB	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LM-ARCH	67,18 (1)***	-15,69 (1)***	18,37 (1)***	71,11 (1)***	20,27 (2)***
Observações	1911	1911	1911	1911	1911

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*. Os valores entre parêntesis correspondem aos lags. Os astêricos \*\*\*, \*\* representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

Como estamos a estimar sucessões temporais devemos examinar a natureza estacionária das séries temporais dos mercados financeiros da América Latina. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas. Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) apresenta hipóteses opostas. O cruzamento dos testes de raízes unitárias mostram a estacionariedade das séries de dados (Tabela 3.3).

**Tabela 3.3 – Testes à estacionariedade das volatilidades dos preços dos mercados latino-americanos, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	PER	MÉX
ADF I (0)	-5,25 (16)***	-9,52 (6)***	-38,68 (0)***	-9,95 (7)***	-8,05 (8)***
PP (0)	-45,62 (26)***	-48,31 (28)***	-39,59 (14)***	-42,54 (23)***	-50,03 (27)***
KPSS I (0)	0,23 (28)	0,31 (28)	0,33 (15)	0,28 (28)	0,32 (28)
Observações	1911	1911	1911	1911	1911

Fonte: Elaboração própria.

Nota: No teste ADF utilizou-se o critério (Lag Length – Automatic – based on SIC), no PP (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel), no KPSS (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel). Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

### 3.5. Resultados

Este ensaio tem por objetivo estudar a transmissão de risco dinâmico, entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Concretamente pretendemos avaliar a volatilidade, em contexto dinâmico, entre mercados, assim como o efeito assimétrico.

Quando existe alguma correlação entre a volatilidade e a ocorrência de perdas significativas nos mercados bolsistas, esta relação designa-se por efeito assimétrico (ou *leverage effect*). Para analisar o efeito assimétrico, será estimado o modelo EGARCH (1,1) (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) e TARCH (1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) a partir da volatilidade dos preços. Para determinar o número de lags a incluir nos modelos, utilizamos o critério de informação SBIC (Schwarz Bayesian information criterion).



Na tabela 3.4 são apresentados os resultados da estimação do modelo GARCH (1,1), realizadas às volatilidades dos preços. Todos os coeficientes dos modelos estimados apresentam os sinais esperados, ou seja, os coeficientes são não negativos, o que assegura um valor positivo da variância condicionada. Dos coeficientes da equação da variância,  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  e  $\beta$ , apenas o coeficiente  $\beta$  do índice chileno, no subperíodo da crise da dívida soberana, não se revelou estatisticamente significativo. O coeficiente  $\beta$  do índice do Brasil, no subperíodo Tranquilo, revelou-se estatístico, ao nível de significância de 5%. Os restantes coeficientes da equação de variância mostraram significado estatístico, ao nível de 1%. Este facto confirma a existência de efeitos ARCH e GARCH na variância. Por outro lado, a soma dos coeficientes do modelo GARCH são em todos os índices e subperíodos inferior a 1, com exceções feitas aos mercados do Brasil e do Chile no subperíodo do *subprime*, todavia, na sua maioria, o processo de volatilidade é estacionário.

**Tabela 3.4 - Resultados de estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos GARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
$\alpha_0$	2,54E-04***	6,23E-04***	2,75E-04***	5,03E-04***	5,72E-04***	2,36E-04***	1,8E-04***	4,99E-04***	1,64E-04***	2,56E-04***	5,35E-04***	4,09E-04***	2,12E-04***	4,07E-04***	1,2E-04***
$\alpha_1$	0,0054***	0,0075***	0,0057***	0,0072***	0,0077***	0,0059***	0,0026***	0,0068***	0,0038***	0,0032***	0,0033***	0,0043***	0,0045***	0,0074***	0,0044***
$\beta$	0,5829***	0,6539***	0,1683***	<b>0,0657**</b>	<b>1,3233***</b>	0,4937***	0,6506***	0,2348***	0,5239***	0,1766***	<b>1,9770***</b>	<b>0,0022</b>	0,3657***	0,4298***	0,5313***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

Na Tabela 3.5 são mostrados os resultados da estimação da metodologia EGARCH (1,1), realizadas às volatilidades dos preços. Concretamente quando o coeficiente assimétrico tem sinal negativo, os choques positivos provocam volatilidade menos acentuada do que os choques negativos de idêntica dimensão. Da análise das estimativas dos modelos EGARCH (1,1), sugere-se que todos os coeficientes  $\gamma$  apresentam sinal negativo, ou seja, revelam a presença de efeito assimétrico. Adicionalmente estes coeficientes revelaram ser estatisticamente diferentes de zero com exceção feita ao mercado do Peru no subperíodo Tranquilo.

**Tabela 3.5 - Resultados da estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos EGARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
$\alpha_0$	-1,6196***	-8,2879***	-8,3736***	-1,4874***	-7,0099***	-8,2256***	-9,5302***	-8,5081***	-9,1050***	-0,8863***	-8,1340***	-8,8546***	-0,8605***	-7,6792***	-8,6685***
$\gamma$	-0,1329***	-0,1674***	-0,2514***	-0,1381***	-0,1987***	-0,2226***	<b>-0,3072</b>	-0,1465***	-0,3316***	-0,1059***	-0,1698***	-0,1879***	-0,1438***	-0,1649***	0,2068***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

Na tabela 3.6 estimamos o modelo TARCH (1,1), realizadas às volatilidades dos preços. Os resultados obtidos sugerem que todos os coeficientes  $\gamma$  apresentam sinal negativo, identificando a presença de efeito assimétrico. Adicionalmente estes coeficientes revelaram ser estatisticamente diferentes de zero, com exceção feita ao mercado do Peru no subperíodo Tranquilo, que não se mostra significativo.

**Tabela 3.6 - Resultados da estimação, da volatilidade dos preços, dos modelos TARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
$\alpha_0$	1,29E-03***	1,79E-03***	1,86E-03***	2,46E-03***	6,22E-03***	2,48E-03***	4,96E-04***	1,39E-03***	7,1E-04***	7,32E-04***	2,33E-04***	9,54E-04***	1,24E-03***	3,37E-04***	1,45E-03***
$\gamma$	-0,1760***	-0,3352***	-0,4439***	-0,1606**	-0,5463***	-0,2481***	<b>-0,0204</b>	-0,2656***	-0,9682***	-0,2019***	-0,3647***	-0,4184***	-0,2350***	-0,3338***	-0,3620***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

Para testar a ausência de autocorrelação nos quadrados dos resíduos standardizados, aplicamos o teste de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978), cujos resultados são apresentados na tabela 3.7, relativas ao modelo GARCH (1,1). Os resultados permitem constatar, para o nível de significância de 5%, a existência de uma forte tendência para aceitar a hipótese nula, sugerindo que os resíduos standardizados não estão correlacionados. Para verificar a persistência da variância, aplicou-se o teste ARCH-LM (Engle, 1982) aos resíduos dos modelos, cujos resultados são mostrados na tabela 3.7. Da análise individual de cada um dos coeficientes e dos respetivos valores de probabilidade, conclui-se que estes não são estatisticamente diferentes de zero. Concretamente os resíduos das séries revelaram ser suficientemente branqueados pelos modelos, havendo, portanto, motivo para acreditar que estes têm capacidade para modelar a heterocedasticidade condicionada, pelo que a inferência estatística do modelo é robusta.

**Tabela 3.7 - Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos GARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
LB: $Q^2_{(10)}$	10,4720	14,9640	13,2110	4,4429	8,1090	11,6840	<b>44,9360***</b>	9,2745	9,2165	<b>68,6610***</b>	3,7778	10,3130	11,2200	146670	8,1216
LM teste: $F_{(10)}$	0,6019	1,3783	0,5003	0,8057	<b>2,5312***</b>	0,8201	0,2778	0,5020	0,2041	0,0416	0,0230	0,0981	1,0078	0,9159	0,6852

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Esta Tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box, ARCH-LM, aplicados aos resíduos do modelo GARCH (1,1), dos vários índices nos três subperíodos e, considerando em ambos os casos o lag 10. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

Para averiguar a correta especificação dos modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1), analisou-se o comportamento dos resíduos, de modo a perceber se os mesmos apresentavam um comportamento idêntico ao de um processo de ruído branco. Com esse intuito, recorreu-se aos testes de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) e ARCH-LM (Engle, 1982) cujas estatísticas são apresentadas nas tabelas **3.8** e **3.9**.

Os resultados dos testes de Ljung-Box aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1) permitem demonstrar a existência de uma forte tendência para a aceitação da hipótese nula e, por consequência aceitar a ausência de correlação nos resíduos estandardizados. Estes resultados foram corroborados pelo teste ARCH-LM que sugerem um branqueamento dos resíduos das séries de dados em análise.

**Tabela 3.8 - Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos EGARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
LB: $Q^2_{(10)}$	4,8545	6,0505	15,3170	2,7351	7,6381	8,1207	13,6540	<b>22,0930**</b>	26,3660	11,9380	10,7230	10,7230	11,1700	12,4090	26,2080
LM teste: $F_{(10)}$	0,6373	0,4885	1,5963	1,3734	1,0988	0,8114	0,7590	0,8785	0,9495	0,9461	0,9799	0,9799	0,6822	1,5007	1,2691

Notas: Esta Tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box, ARCH-LM, aplicados aos resíduos do modelo EGARCH (1,1), dos vários índices nos três subperíodos e, considerando em ambos os casos o lag 10. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

**Tabela 3.9 - Resultados dos testes de Ljung-Box e LM aos resíduos dos modelos TARCH (1,1)**

	ARG			BRA			PER			CHI			MÉX		
	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS	Tranq.	Subp.	CDS
LB: $Q^2_{(10)}$	4,6275	6,0057	9,9258	2,6119	7,2987	8,7185	13,2420	<b>22,8640**</b>	<b>18,3780**</b>	11,6220	10,1750	13,9830	10,5060	11,8270	<b>25,7890***</b>
LM teste: $F_{(10)}$	0,4837	0,1239	1,4525	1,3426	1,0901	0,8583	0,4901	0,6196	1,1026	0,9587	0,9277	0,2068	0,5636	1,2018	1,1249

Notas: Esta Tabela apresenta os resultados dos testes de Ljung-Box, ARCH-LM, aplicados aos resíduos do modelo TARCH (1,1), dos vários índices nos três subperíodos, e considera ambos os casos o lag 10. Os astériscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e, 10%, respetivamente.

A representação gráfica das séries das volatilidades dos preços dos cinco principais mercados da América Latina sugeriu um primeiro indício de que as volatilidades dos índices se concentram em determinados períodos formando *clusters* de volatilidade. Com o objetivo de analisar as ligações entre os diversos mercados e, a eventual ocorrência de transmissão de risco dinâmico entre os mesmos, recorreu-se ao modelo DCC-GARCH sugerido por Engle (2002) e, Tse e Tsui (2002). Esta metodologia é consistente com a presença de heterocedasticidade condicionada e, possibilita uma análise dinâmica das ligações entre os mercados, através dos coeficientes de correlações condicionais.

A tabela 3.10 mostra que todos os parâmetros dos mercados analisados são estatisticamente diferentes de zero. Adicionalmente, o modelo estimado verifica-se que a relação  $\alpha + \beta < 1$  é respeitada. Isto significa que o método de geração de volatilidade bolsista é estável e, permite aferir persistência.

**Tabela 3.10 – Resultados da estimativa, da volatilidade dos preços, do modelo DCC - GARCH, no período completo**

	ARG		BOV		CHI		PER		MÉX	
	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$
ARG	-----		0,00006***	0,6101***	0,00006***	0,2831***	0,00004***	0,2669***	0,00002***	0,4488***
BOV	0,00005***	0,5031***	-----		0,00005***	0,2614***	0,00004***	0,3051***	0,00003***	0,3741***
CHI	0,00006***	0,3457***	0,00007***	0,4541***	-----		0,00004***	0,2403***	0,00003***	0,2809***
PER	0,00006***	0,4623***	0,00007***	0,4950***	0,00005***	0,2753***	-----		0,00003***	0,3497***
MÉX	0,00005***	0,6932***	0,00004***	0,9927***	0,00005***	0,3936***	0,00004***	0,4276***	-----	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos \*\*\*, \*\* representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

A tabela 3.11 mostra os resultados do teste *t* homocedástico, ao efeito de transmissão de risco dinâmico, entre os subperíodos Tranquilo e crise financeira do *subprime*. Os resultados sugerem a existência de 9 pares a rejeitarem a hipótese nula e a identificarem transmissão de risco dinâmico entre os mercados (em 20 possíveis). Todavia, os restantes pares, concretamente 11 pares com coeficientes de correlação significativos, no entanto não existiu a rejeição da hipótese nula. Estes resultados corroboram que a Bolsa de Valores do Brasil é o maior mercado da América Latina e, os seus choques são transversais aos restantes mercados da Região LAC. Estes resultados são corroborados pelos autores Gamba-Santamaria et al. (2017), Cardona et al. (2017), Güloğlu, Kaya e Aydemir (2016), que argumentam que a transmissão da volatilidade foi intensa durante a crise financeira de 2008.

**Tabela 3.11 - Resultados da transmissão de risco, da volatilidade dos preços, entre os subperíodos Tranquilo / Subprime**

Países	Resultados
Argentina_Brasil	Inexistente
Argentina_Chile	Inexistente
Argentina_Peru	Transmissão (2,55)**
Argentina_México	Transmissão (1,75)*

Países	Resultados
Brasil_Argentina	Transmissão (1,85)*
Brasil_Chile	Transmissão (2,44)**
Brasil_Peru	Transmissão (2,73)**
Brasil_México	Transmissão (2,07)**

Países	Resultados
Chile_Argentina	Inexistente
Chile_Brasil	Inexistente
Chile_Peru	Transmissão (1,92)**
Chile_México	Inexistente

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Países	Resultados
Peru_Argentina	Inexistente
Peru_Brasil	Inexistente
Peru_Chile	Inexistente
Peru_México	Inexistente

Países	Resultados
México_Argentina	Inexistente
México_Brasil	Inexistente
México_Chile	Transmissão (2,22)**
México_Peru	Transmissão (1,66)*

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 3.12 são apresentados os resultados do teste *t* homocedástico, ao efeito de transmissão de risco dinâmico entre os mercados regionais da América Latina, decorrentes das crises financeiras do *subprime* e da dívida soberana europeia. Os resultados sugerem que apesar dos coeficientes de correlação, apresentarem significância a 1%, não existiu rejeição da hipótese nula. Perante estes indícios a volatilidade diminui significativamente nos principais mercados da América Latina. Em síntese e perante estes resultados podemos sugerir que no período 2010-2012 estes mercados tendem para o equilíbrio, possibilitando a existência de estratégias de diversificação das carteiras. Estas sugestões são corroboradas pelos autores Güloğlu et al. (2016), Chuliá et al. (2017), Ben Rejeb e Arfaoui, (2016) e, Yarovaya, Brzezczyski e Lau (2016) que sugerem que as estratégias de diversificação das carteiras poderão ser uma hipótese a ser desenvolvida pelos investidores internacionais.

**Tabela 3.12 - Resultados da transmissão de risco, da volatilidade dos preços, entre os subperíodos *Subprime* / CDS**

Países	Resultados
Argentina_Brasil	Inexistente
Argentina_Chile	Inexistente
Argentina_Peru	Inexistente
Argentina_México	Inexistente

Países	Resultados
Brasil_Argentina	Inexistente
Brasil_Chile	Inexistente
Brasil_Peru	Inexistente
Brasil_México	Inexistente

Países	Resultados
Chile_Argentina	Inexistente
Chile_Brasil	Inexistente
Chile_Peru	Inexistente
Chile_México	Inexistente

Países	Resultados
Peru_Argentina	Inexistente
Peru_Brasil	Inexistente
Peru_Chile	Inexistente
Peru_México	Inexistente

Países	Resultados
México_Argentina	Inexistente
México_Brasil	Inexistente
México_Chile	Inexistente
México_Perú	Inexistente

Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados no Excel. Os valores críticos são correspondentes a uma significância unicaudal à direita, 2,7638 (1%), 1,8125 (5%) e 1,3722 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam resultados significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

### 3.6 Conclusão

Neste ensaio, analisamos a volatilidade dos preços, através de modelos dinâmicos, entre os mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile, Peru e México, em contexto das crises financeiras *subprime* e dívida soberana europeia. Com o propósito de se alcançar tal análise pretendeu-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, resultantes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?.

Realizamos dois grupos de testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro grupo de testes estatísticos estima o modelo GARCH (1,1) para examinar a sensibilidade da volatilidade. Assim como os modelos EGARCH (1,1) e TARARCH (1,1) para analisar o efeito assimétrico. O segundo estima se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de volatilidade, decorrentes das crises financeiras *subprime* e dívida soberana europeia. Para o efeito estimamos as correlações condicionais dinâmicas (DCC-GARCH), assim como o teste *t* homocedástico.

Os resultados do primeiro grupo propõem e, segundo a estimação do modelo GARCH (1,1), que a soma dos coeficientes do modelo GARCH são em todos os índices inferiores a 1, ou seja, o

processo de volatilidade é estacionário. Da análise das estimativas dos modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1), sugere-se que todos os coeficientes  $\gamma$  apresentam sinal negativo, ou seja, revelam a presença de efeito assimétrico. Concretamente, detetamos um aumento da sensibilidade dos mercados a eventos inesperados e, para acentuar o efeito assimétrico a volatilidade respondeu de forma mais intensa a más notícias do que a boas notícias de mercado. Os mercados tenderam a reagir excessivamente à informação disponível. A elevada sensibilidade dos preços à chegada de informação nova terá sido consequência do clima de pessimismo e de turbulência vivido nestes mercados emergentes da América Latina, designadamente durante a crise financeira do *subprime*.

Os resultados do segundo grupo de testes sugerem a existência de transmissão de volatilidade, em contexto dinâmico, entre mercados, no período da crise financeira de 2008. Concretamente, os resultados obtidos evidenciam a existência 9 pares a apresentarem transmissão de risco entre mercados (em 20 possíveis). Porém, quando avaliamos o subperíodo da crise financeira de 2010 constata-se a não existência de níveis elevados de volatilidade. Adicionalmente, consideramos que as propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 2005-2012 tenderam a corrigir para o equilíbrio de mercado nos anos 2010-2012.

A conclusão geral a reter desta investigação suporta-se nos resultados obtidos pelos modelos econométricos, ou seja, os níveis de volatilidade foram elevados durante a crise financeira de 2008. Porém, quando analisamos o subperíodo resultante da crise financeira da dívida soberana europeia consta-se que o nível de volatilidade baixou consideravelmente. Face a esta evidência consideramos que existiu um reajuste nestes mercados regionais a partir do ano de 2010, o que poderá diligenciar estratégias de diversificação de carteiras por parte dos investidores internacionais.

No que concerne a sugestões para futuras investigações pensamos que as mesmas deveriam passar por estudar dados intradiários, com a intenção de aprimorar a análise sobre a volatilidade. Incluir e conjugar variáveis macroeconómicas e financeiras, com o propósito de ajudar a explicar o fenómeno da volatilidade entre mercados, especialmente nos mercados emergentes.

## BIBLIOGRAFIA

- Acharya, V. V., Philippon, T., Richardson, M., & Roubini, N. (2012). Prologue: A Bird's-Eye View: The Financial Crisis of 2007-2009: Causes and Remedies. *Restoring Financial Stability: How to Repair a Failed System*, 1–56. <https://doi.org/10.1002/9781118258163>
- Alizadeh, S., Brandt, M. W., & Diebold, F. X. (2002). Range-Based Estimation of Stochastic Volatility Models. *The Journal of Finance*, 57(3), 1047–1091. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00454>
- Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*. <https://doi.org/10.2307/2527343>
- Baba, N., & Packer, F. (2009). From turmoil to crisis: Dislocations in the FX swap market before and after the failure of Lehman Brothers. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1350–1374. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.003>
- Bartram, S. M., & Bodnar, G. M. (2009). No place to hide: The global crisis in equity markets in 2008/2009. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1246–1292. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.005>
- Beltratti, A., & Morana, C. (1999). Computing value at risk with high frequency data. *Journal of Empirical Finance*, 6(5), 431–455. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(99\)00008-0](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(99)00008-0)
- Ben Rejeb, A., & Arfaoui, M. (2016). Financial market interdependencies: A quantile regression analysis of volatility spillover. *Research in International Business and Finance*, 36, 140–157. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.022>
- Billio, M., & Caporin, M. (2010). Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: Empirical evidence of financial contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 54(11), 2443–2458. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2009.03.018>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model. *The Review of Economics and Statistics*. <https://doi.org/10.2307/2109358>
- Brandt, M., & Kinlay, J. (2005). Estimating historical volatility. *Research Article, Investment Analytics*. Retrieved from [http://www.wealth-lab.net/Data/Sites/1/SharedFiles/doc/forindicators/articles/01\\_brandtkinlay\\_2005.pdf](http://www.wealth-lab.net/Data/Sites/1/SharedFiles/doc/forindicators/articles/01_brandtkinlay_2005.pdf)



- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). The Predictability of Asset Returns. In *The Econometrics of Financial Markets* (pp. 27–82)
- Cardona, L., Gutiérrez, M., & Agudelo, D. A. (2017). Volatility transmission between US and Latin American stock markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, 39, 115–127. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.07.008>
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2011). Identifying the global transmission of the 2007-2009 financial crisis in a GVAR model. *European Economic Review*, 55(3), 325–339. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2010.12.003>
- Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Spillovers from the United States to Latin American and G7 stock markets: A VAR quantile analysis. *Emerging Markets Review*, 31, 32–46. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.01.001>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dooley, M., & Hutchison, M. (2009). Transmission of the U.S. *subprime* crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling-recoupling hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1331–1349. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.004>
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339–350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Floros, C. (2009). Modelling volatility using high, low, open and closing prices: evidence from four s&p indices. *International Research Journal of Finance and ...*, 28(28). Retrieved from <http://eprints.port.ac.uk/2309/>
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3–29. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90026-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90026-2)
- Gallant, A. R., Hsu, C. T. C.-T., & Tauchen, G. (1999). Using Daily Range Data to Calibrate Volatility Diffusions and Extract the Forward Integrated Variance. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 617–631. <https://doi.org/10.1162/003465399558481>
- Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 56(11), 3491–3497. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2010.11.003>
- Gamba-Santamaria, S., Gomez-Gonzalez, J. E., Hurtado-Guarin, J. L., & Melo-Velandia, L. F. (2017).

- Stock market volatility spillovers: Evidence for Latin America. *Finance Research Letters*, 20, 207–216. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.10.001>
- GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R., & RUNKLE, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Güloğlu, B., Kaya, P., & Aydemir, R. (2016). Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 462, 330–340. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.06.093>
- Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281–307. <https://doi.org/10.1093/rfs/3.2.281>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Kotkatvuori-Örnberg, J., Nikkinen, J., & Äijö, J. (2013). Stock market correlations during the financial crisis of 2008-2009: Evidence from 50 equity markets. *International Review of Financial Analysis*, 28, 70–78. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.01.009>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shinb, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lin, W.-L. W., Engle, R., & Ito, T. (1994). Do Bulls and Bears move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility. *Review of Financial Studies*, 7(3), 507–538. <https://doi.org/10.1093/rfs/7.3.507>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (2002). Unit Roots, Cointegration and Structure Change, 524.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(60), 77–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- Mensah, J. O., & Premaratne, G. (2014). Exploring Diversification Benefits in Asia-Pacific Equity Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2530363>
- Nelson, D. B., & Nelson<sup>1</sup>, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New

- Approach. Source: *Econometrica* *Econometrica*, 59(2), 347–370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Poon, S.-H., & Granger, C. W. J. (2003). Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review. *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478–539. <https://doi.org/10.1257/002205103765762743>
- Rogers, L. C. G., Satchell, S. E., & Yoon, Y. (1994). Estimating the volatility of stock prices: a comparison of methods that use high and low prices. *Applied Financial Economics*, 4(3), 241–247. <https://doi.org/10.1080/758526905>
- Schwert, G. W. (2011). Stock Volatility during the Recent Financial Crisis. *European Financial Management*, 17(5), 789–805. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2011.00620.x>
- Sinclair, E. (2013). *Volatility Trading: Second Edition*. *Volatility Trading: Second Edition*. <https://doi.org/10.1002/9781118662724>
- Susmel, R., & Engle, R. F. (1994). Hourly volatility spillovers between international equity markets. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 3–25. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90021-3](https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90021-3)
- Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2011). Markov-switching regimes and the monetary model of exchange rate determination: Evidence from the Central and Eastern European markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(5), 707–723. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.04.005>
- Todea, A. (2016). Cross-correlations between volatility, volatility persistence and stock market integration: The case of emergent stock markets. *Chaos, Solitons and Fractals*, 87, 208–215. <https://doi.org/10.1016/j.chaos.2016.04.006>
- Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model With Time-Varying Correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351–362. <https://doi.org/10.1198/073500102288618496>
- Yarovaya, L., Brzeszczyński, J., & Lau, C. K. M. (2016). Intra- and inter-regional return and volatility spillovers across emerging and developed markets: Evidence from stock indices and stock index futures. *International Review of Financial Analysis*, 43, 96–114. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.09.004>
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931–955. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)

## Capítulo IV - Ensaio IV: Os comovimentos na liquidez nos mercados financeiros da Região LAC

### Resumo

Este ensaio tem como objetivo analisar os comovimentos da liquidez nos cinco principais mercados financeiros da América Latina, resultante das crises financeiras de 2008 e 2010. Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) existirá comovimentos na liquidez mais significativos no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre os mercados?. Os resultados obtidos indicam que os comovimentos na liquidez durante o período da crise financeira de 2008 aumentaram significativamente. Porém, verificou-se uma diminuição significativa dos comovimentos durante a crise financeira de 2010. Constatou-se ainda que no subperíodo Tranquilo os comovimentos na liquidez entre os principais mercados da América Latina não tiveram significância. Todavia, no período da crise financeira do *subprime* os comovimentos na liquidez são positivos, tendo-se alterado para negativos, durante a crise da dívida soberana europeia. Em jeito de conclusão e face aos resultados alcançados a diversificação das carteiras no período pós-*subprime* será uma estratégia a ser considerada, por parte dos investidores internacionais.

**Palavras-chave:** Liquidez; comovimentos na liquidez; mercados emergentes da América Latina; diversificação de carteiras.

**Classificação JEL:** F30, G01, G02, G11, G12, G14, G15.

## Chapter IV - Test IV: Changes in liquidity in the financial markets of the LAC Region

### Abstract

The objective of this essay is to analyze the liquidity movements in the five main financial markets in Latin America, resulting from the financial crises of 2008 and 2010. In order to achieve such an analysis, it is intended to answer two questions, namely whether: (i) will there be significant changes in liquidity in the period of the financial crisis of 2008 or 2010?; and (ii) financial crisis provide positive (negative) liquidity movements between markets? The results indicate that the changes in liquidity during the period of the financial crisis of 2008 increased significantly. However, there was a significant decrease in the movements during the financial crisis of 2010. It was also observed that in the Tranquilo subperiod, changes in liquidity among the main markets in Latin America were not significant. However, in the period of the *subprime* financial crisis, changes in liquidity are positive, and it tends to change to negative during the European sovereign debt crisis. The results also show that the levels of linear dependence between the different markets have changed substantially. In conclusion and in view of the results achieved, portfolio diversification in the post-*subprime* period will be a strategy to consider.

**Keywords:** Liquidity; changes in liquidity; emerging markets in Latin America; diversification of portfolios.

**JEL classification:** F30, G01, G02, G11, G12, G14, G15.

## 4.1 Introdução

A globalização proporcionou um intenso intercambio cultural e económico entre os países, fazendo com que o mercado de ações adquirisse uma relevância significativa no panorama financeiro internacional. Tendo presente as oportunidades acompanhadas por este processo, países desenvolvidos, bem como emergentes, procuraram abrir as suas economias a fim de captar investimentos internacionais.

Tal crescimento do mercado de ações vem despertando o interesse dos investigadores com o propósito de procurar respostas acerca dos fatores que influenciam os diferentes aspetos da negociação dos ativos financeiros. Desse modo, um amplo desafio tanto dos investigadores, profissionais e investidores que se utilizam desse mercado é identificar e compreender os aspetos que influenciam o seu comportamento.

Um fator que influencia diretamente a formação dos preços dos ativos é a liquidez. Amihud e Mendelson (1991) descrevem que os investidores preferem investir em carteiras líquidas, que possam ser transacionadas rapidamente com um baixo custo de transação sempre que exista tal necessidade. Os investidores podem sentir-se atraídos por investimentos com menor liquidez se as rendibilidades esperadas forem superiores.

A liquidez é um conceito muito amplo que geralmente denota a facilidade para negociar grandes quantidades de títulos rapidamente, com baixos custos e sem variações significativas no preço (Pastor e Stambaugh, 2003), isto implica que a liquidez não seja uma variável diretamente observável. Existem, no entanto numerosas medidas aproximadas da liquidez. Algumas delas como o *spread* incluído no preço dos ativos, baseada em dados sobre a microestrutura do mercado. A microestrutura do mercado procura investigar como os mecanismos de negociação afetam os preços dos ativos. Assim, o ágio entre as ofertas de compra e de venda, o carácter discreto dos preços e a não sincronicidade dos negócios são campos de estudo naturais. Amihud e Mendelson (1980) demonstram que a rendibilidade de ativos é uma função crescente e côncava do ágio das ofertas de compra e venda. Por outro lado Brennan e Subrahmanyam (1996) analisam os efeitos do volume negociado sobre a rendibilidade, concluindo que ações ilíquidas são menos atrativas para os investidores devido ao maior impacto da negociação sobre a rendibilidade.

É importante salientar que a liquidez de ativos individuais difere da liquidez de mercado: enquanto a liquidez do ativo depende dos determinantes da liquidez (preço, volume, volatilidade), a liquidez do mercado está fortemente relacionada com fatores macroeconómicos, notícias do mercado, eventos políticos, entre outros. Uma área de pesquisa que continua a crescer no auge do mercado micro estruturado envolve a seguinte questão: será que existem fatores comuns que conduzem a liquidez dentro dos mercados de valores? Algumas investigações empíricas têm estudado os fatores determinantes da liquidez, os quais apresentam manifestações aparentemente correlacionadas com movimentos na liquidez ( vide por exemplo Chordia, Roll e Subrahmanyam, 2000).

Chordia et al. (2000) no seu estudo pioneiro nesta área investigaram a relação da liquidez individual, e de mercado, designando-a como “*Commonality in liquidity*”. Observaram que os fatores comuns a nível setorial conseguem explicar a relação entre a liquidez das ações individuais e a liquidez do mercado. A profundidade (*depth*), *spread* de cotação (nominal) e o *spread* efetivo comovem-se com a liquidez do mercado e do setor. Mesmo controlando os determinantes da liquidez individual, as influências comuns permanecem, indicando a existência de liquidez sistemática. As mudanças na liquidez das ações individuais são positivamente relacionadas com a mudança na liquidez do mercado.

O objetivo deste ensaio é o de averiguar a existência de comovimentos na liquidez nos cinco principais mercados da América Latina, durante o período de 2005-2012, sobretudo nos períodos das crises financeiras do *suprime* (2008) e da dívida soberana europeia (2010).

Com o propósito de se alcançar tal análise pretende-se dar respostas a duas questões, designadamente em saber, se: (i) existirá comovimentos na liquidez mais significativos no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre os mercados?.

Os resultados obtidos indicam que os comovimentos na liquidez no período da crise financeira de 2008 aumentaram significativamente. Porém, verificou-se uma diminuição significativa dos comovimentos durante a crise financeira de 2010. Os resultados sugerem ainda que no subperíodo Tranquilo os comovimentos na liquidez entre os principais mercados da América Latina não tiveram significância. Todavia, no período da crise financeira do *subprime* os comovimentos na liquidez são positivos, tendo-se alterado para negativos, durante a crise da dívida soberana europeia. Os resultados mostram ainda que os níveis de dependência linear entre os diversos mercados modificaram-se substancialmente. Em jeito de conclusão e face aos resultados alcançados a diversificação das carteiras no período pós-*subprime* será uma estratégia exequível.

O contributo desta investigação está relacionado com o objetivo da análise, ou seja, o estudo dos comovimentos da liquidez entre os principais mercados da América Latina. Tanto quanto sabemos este é o primeiro estudo que analisa de forma isolada estes mercados financeiros. Todavia existem estudos que analisaram os comovimentos da liquidez entre mercados financeiros, em contexto de crises financeiras, designadamente, os autores Brockman, Chung e Pérignon (2009), Vagias (2012), Karolyi, Lee e Van Dijk (2012), Dumitrescu (2015) e, Smimou e Khallouli (2016). Porém, os referidos estudos centraram-se em outros mercados regionais.

Em termos de estrutura este ensaio encontra-se organizado em 6 secções. Na Secção 2 apresenta-se uma análise da literatura no que concerne a artigos sobre os comovimentos da liquidez nos mercados financeiros. A Secção 3 descreve a metodologia. A Secção 4 contém a fonte de dados e a caracterização das variáveis. A secção 5 mostra os resultados. Finalmente, a Secção 6 conclui.

## 4.2 Revisão da Literatura

Uma das principais razões da existência dos mercados de valores é a liquidez, entendida como a facilidade com que os ativos financeiros se transferem sem que haja perda de valor. Assim, o mercado

de valores facilita o intercâmbio dos referidos ativos, pois sem os mesmos seria necessário incorrer em altos custos financeiros e temporais para realizar uma transação.

Desde os primeiros estudos (Demsetz, 1968) que o *bid-ask spread* e outros fenômenos da microestrutura, foram modelados, isoladamente, com os criadores de mercado no papel de pivot, salvaguardando de imediato os custos determinados pelo risco de inventário (Stoll, 1978) (Amihud e Mendelson, 1980) ou pela existência de informação assimétrica (Copeland e Galai, 1983) (Glosten e Milgrom, 1985). Os modelos sobre o risco de inventário sugerem que a liquidez se encontra influenciada por fatores que afetam o risco de inventário que enfrentam os criadores de mercado, que devem manter uma carteira diversificada para conseguirem manter um serviço rápido. (Amihud e Mendelson, 1980) (Ho e Stoll, 1981).

A experiência internacional decorrente das crises financeiras tem provocado efeitos significativos no comportamento da liquidez nos mercados emergentes (Choi, Kang, Kim e Lee, 2017). Face a esta situação, o estudo da liquidez nos mercados de valores tornou-se imprescindível nos dias que correm. O estudo pioneiro a relacionar a liquidez sectorial com a liquidez das ações e, de mercado foi o dos autores Chordia et al. (2000). Esse paradigma tem levado académicos e agentes do mercado a investigar detalhadamente a importância da liquidez nos mercados internacionais.

Domowitz e Wang (2002) investigaram a existência de comovimentos da liquidez no mercado australiano (ASX). Os autores utilizaram regressões lineares com estimação OLS e evidenciam a existência de comovimentos na liquidez individual, setorial e de mercado na Bolsa de Valores da Austrália. De forma análoga Brockman e Chung (2002) analisaram mais de 250 milhões de observações intradiárias do *Stock Exchange of Hong Kong Limited* (SEHK), relativas a 725 empresas, durante 4 anos. Foram encontradas evidências de que a liquidez sistemática é significativa numa estrutura de mercado *order-driven* e que esse efeito é geralmente menor em sistemas *quote-driven*.

As evidências sobre os comovimentos da liquidez também são relatadas para o mercado australiano. Fabre e Frino (2004) tendo por base o estudo de Chordia et al. (2000) apresentam os mesmos filtros de regressões onde examinam os comovimentos da liquidez no mercado da Austrália (ASX). Os autores sugerem a existência de fatores comuns na liquidez, contudo, menos acentuados do que aqueles encontrados no estudo de Chordia et al. (2000).

De forma semelhante, Galariotis e Giouvris (2007) analisaram o comportamento da liquidez na Bolsa de Valores de Londres. Os autores sugerem que os comovimentos na liquidez são realmente significativos nas ações do índice FTSE 100 a nível individual e, a nível de portfólio, enquanto no índice FTSE 250 a liquidez é significativa ao nível da carteira. Em complementaridade, Qin (2007) analisou o comportamento da liquidez nos mercados emergentes. Os resultados apresentados pelo autor demonstram que a falta de liquidez das ações individuais é mais afetada por flutuações nos preços do que pela incerteza das rendibilidades das ações individuais. Em síntese o autor concluiu que o papel da liquidez nos mercados emergentes tem sido ignorado.

De forma complementar, Korajczyk e Sadka (2008) analisaram a liquidez do mercado de NYSE através de oito medidas do mesmo painel. Os autores sugerem que os comovimentos nos *spreads*



nominais e efetivos, bem como nos componentes fixos do impacto dos preços são semelhantes aos indícios sugeridos por Chordia et al. (2000). Semelhantemente Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti (2009) sugerem que os comovimentos da liquidez ocorrem quer em períodos de acalmia e turbulência financeira no mercado financeiro da Tailândia (SET).

Brockman, Chung e Pérignon (2009) analisaram a relação da liquidez em Londres ou Nova Iorque num dado momento e os movimentos da liquidez em Tóquio, Xangai, Hong Kong e o resto do mundo. Da análise das 38 bolsas de valores os resultados mostram que na sua maioria (mas não em todas), o *spread* e a profundidade das empresas são significativamente influenciados pelo *spread* e pela profundidade do mercado. As bolsas de valores da Ásia apresentam uma maior correlação no *spread* enquanto nas bolsas de valores da América do Norte verifica-se uma maior correlação na profundidade. As bolsas de valores latino-americanas apresentam uma baixa correlação ao nível das transações.

De forma complementar Angelidis e Andrikopoulos (2010) investigaram os choques da liquidez na Bolsa de Valores de Londres. Os resultados são consistentes e evidenciam que os investidores com maior capitalização transmitem efeitos colaterais para a negociação das ações com menor capitalização o que origina assimetrias nos comovimentos da liquidez.

A existência comovimentos na liquidez também foi investigada por Bai e Qin (2010) que analisaram as ações negociadas na Bolsa de Valores de Tóquio e a relação existente entre as transações realizadas por investidores institucionais e os comovimentos da liquidez. As evidências sugerem que a liquidez das ações detidas por investidores institucionais, têm uma maior probabilidade de se comovimentarem com a liquidez do mercado, enquanto as ações detidas por investidores individuais apresentam baixos comovimentos.

Vagias (2012) analisou os determinantes da liquidez de 43 países. O autor sugere que quando o mercado apresenta ineficiência, a alta volatilidade provoca um aumento da liquidez nos mercados, demonstrando que a turbulência local tem implicações que vão para além do mercado interno. De forma complementar, Karolyi, Lee e Van Dijk (2012) investigaram a liquidez das ações de diferentes países à volta do mundo e, observaram como estes fatores comuns variam entre países e ao longo do tempo. Os resultados dos testes cross-country mostram que os mesmos após o controlo do PIB e, de outras variáveis macroeconómicas os comovimentos na liquidez são maiores nos países com elevada volatilidade no mercado interno.

Qian, Tam e Zhang (2014) analisaram o mercado de ações chinês tendo como objetivo explorar os determinantes da liquidez. Os autores defendem que a participação de novos investidores está negativamente correlacionada com a liquidez. Adicionalmente, os resultados apresentados pelos autores são inconsistentes quando comparados com o estudo de Karolyi et al. (2012) pois estes usaram variáveis que não podem ser aplicadas a países como a China, onde as taxas de juro, oferta de crédito e os fluxos de capital são altamente regulados e controlados pelo governo.

De Santis (2014) analisou a liquidez no mercado europeu. Os resultados evidenciam que a diminuição da rentabilidade se deve à transmissão da liquidez da Grécia para os demais países durante

a crise da Zona Euro. O autor também advoga que os países da Zona Euro com economias mais frágeis foram os mais afetados. De forma análoga, Smimou e Khallouli (2016) investigaram a transmissão da liquidez entre os mercados mais desenvolvidos e as bolsas de valores de menor dimensão. Os resultados evidenciam um padrão de transmissão de liquidez dos mercados de menor dimensão para os mercados da Alemanha, França, Itália e Reino Unido, mesmo após o controlo da política monetária.

Foran, Hutchinson e O'Sullivan (2014) avaliaram o comportamento da liquidez no mercado do Reino Unido (LSE). Os resultados apresentados pelos autores demonstram que o risco de liquidez confere um prémio similar em condições normais de mercado. Concretamente, os autores propõem que o risco de liquidez foi elevado no período da crise financeira de 2008 e, que este efeito originou perdas significativas no mercado LSE. Em complementaridade Tissaoui, Ftiti e Aloui (2015) analisaram os comovimentos na liquidez na Bolsa de Valores da Tunísia. Os autores defendem que os investidores utilizam de forma reiterada informação privilegiada. Concretamente os resultados apresentados pelos autores sugerem que o volume de negociação determina a liquidez, contudo este efeito é pouco significativo quando comparado com a liquidez do mercado.

Semelhantemente Tayeh, Bino, Abu Ghunmi e Tayem (2015) analisaram os comovimentos na liquidez do Aman Stock Exchange (Omã – Jordânia). Os autores estimaram os modelos de regressões lineares múltiplas, com dados temporais e, evidenciaram que todas as medidas de liquidez são significativas independentemente do impacto que o preço tem nas referidas variáveis. O estudo também permitiu concluir que a liquidez setorial, bem como a liquidez individual dos ativos não apresentam significância.

Dumitrescu (2015) examinou a liquidez, bem como os comovimentos em diversos países em período de crise financeira. O autor sugere que os comovimentos na liquidez podem ter contribuído para o agravamento da situação dos países de menor dimensão. Concretamente os mercados menos desenvolvidos estão mais expostos a perder liquidez em detrimento dos mercados mais desenvolvidos da Europa. Semelhantemente Smimou e Khallouli (2016) estudaram a transmissão da liquidez entre os mercados mais desenvolvidos e as bolsas de valores de menor dimensão. Os resultados mostram um padrão de transmissão de liquidez dos mercados de menor dimensão para os mercados da Alemanha, França, Itália e Reino Unido, mesmo após o controlo da política monetária.

De forma complementar Soedarmono e Tarazi (2016) analisaram a volatilidade do preço das ações e, a sua relação com os comovimentos na liquidez. Os autores sugerem que os comovimentos na liquidez são superiores nas ações com maior volatilidade, independentemente do impacto da crise financeira de 2008.

French e Taborda (2017) analisaram o impacto da liquidez na rentabilidade das empresas do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Os autores defendem que o aumento da liquidez individual melhora significativamente a rentabilidade reduzindo simultaneamente os choques da iliquidez dos mercados internacionais. De forma complementar, Bai e Qin (2015) analisaram 18 mercados financeiros emergentes. Os autores defendem que os comovimentos da liquidez nos mercados emergentes têm uma forte componente geográfica e está relacionada com a correlação da volatilidade de cada mercado.

### 4.3 Metodologia

De forma a responder às questões de investigação iremos realizar as estatísticas descritivas às rendibilidades do Volume de Negociação dos principais mercados da América Latina, assim como os testes à estacionariedade das séries de dados.

O primeiro passo na análise econométrica de sucessões temporais, bem como a identificação das características individuais das séries é a análise da estacionariedade. Esta análise torna-se importante uma vez que tais características devem ser consideradas na modelação do processo gerador de dados que compõem o sistema de variáveis potencialmente relacionadas no tempo (Lütkepohl e Krätzig, 2004).

O teste Augmented Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, 1981) postula que a hipótese nula é não estacionaria ou integrada de ordem  $d$  ( $d > 0$ ),  $I(1)$ , contra a hipótese alternativa de estacionariedade (Said e Dickey, 1984). Como forma de validação do teste ADF, utiliza-se o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992), onde as hipóteses apresentadas são contrárias à do teste ADF, ou seja,  $H_0$  postula que a série é  $I(0)$  contra a alternativa que a série seja  $I(1)$  (Maddala e Kim, 2002) (Noman e Rahman, 2010).

Para compreender como os comovimentos da liquidez ocorrem entre os 5 principais mercados da América Latina iremos utilizar a metodologia do vetor autorregressivo (*VAR*), desenvolvido por Sims (1980). Este modelo torna-se adequado, por possibilitar estimar um sistema de equações dinâmicas simultâneas, sem determinar qualquer limitação prévia na estrutura das ligações entre as variáveis.

A metodologia *VAR*, em níveis, pode ser apresentado da seguinte forma:

$$Y_t = C + \sum_{s=1}^m A_s Y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Onde  $Y_t$  é um vetor coluna ( $m \times 1$ ), com as  $m$  variáveis dependentes estacionárias,  $C$  é um vetor coluna ( $m \times 1$ ), da componente determinística,  $A_s$  é a matriz dos parâmetros autorregressivos ( $m \times m$ ),  $m$  é o número de defasamentos, selecionado através dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC), entre outros,  $\varepsilon_t$  é o vetor ( $m \times 1$ ) das perturbações ou das componentes não esperadas, associadas as respetivas variáveis dependentes, designadas na terminologia *VAR* por inovações, choques, ou impulsos, e que são *i. i. d.*, com distribuição normal, de média zero e variância-covariância  $\Omega$ . As perturbações de cada uma das equações do modelo *VAR* podem estar contemporaneamente correlacionadas. Enquanto as covariâncias são dadas pelos elementos não diagonais da matriz  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$ .

Iremos utilizar a metodologia da causalidade de Granger (Granger, 1969) (Engle e Granger, 1987) para examinar se existe um resultado de causalidade estatístico entre os diversos mercados. Concretamente com este modelo econométrico pretendemos avaliar se as modificações num dado mercado precedem, de forma ordenada, as alterações noutra mercado. A existência de tais relações, entre um dado par de mercados, conduzirá à aceitação da existência de transmissão de liquidez entre

mercados, comprovando se os comovimentos na liquidez ocorrem em períodos de crise (alta volatilidade) ou em períodos de não crise.

A metodologia da causalidade de Granger (Granger, 1969) recorre-se do modelo *VAR* (*Granger Causality ou Block Exogeneity Wald Test*), que utiliza a estatística de Wald, para testar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis endógenas desfasadas da variável “causa” são nulos ou não “causam” no sentido Grangeriano a variável dependente. Todavia, temos que realçar que esta metodologia apresenta uma elevada sensibilidade ao número de desfasamentos estimados no modelo. Face a esta situação a principal apreensão será estimar adequadamente os desfasamentos, para se poder chegar a conclusões adequadas.

Tendo por objetivo analisar se os comovimentos da liquidez entre os cinco principais mercados financeiros da América Latina, são positivos ou negativos, em contexto das crises financeiras *subprime* e dívida soberana, utilizaremos a metodologia funções impulso-resposta (IRF), com simulações de Monte Carlo. Estas funções proporcionam uma análise dinâmica (variável com o tempo), criada a partir das estimativas do modelo *VAR* possibilitando estudar as relações de causalidade apuradas, mesmo quando não sejam detetadas, previamente, relações de causalidade a Granger entre as variáveis (Lütkepohl e Saikkonen 1997).

A função impulso-resposta mostra o modo como uma determinada variável responde, ao longo do tempo, a um aumento não esperado nessa variável (estímulo ou inovação) ou noutra variável incluída no modelo *VAR*. Dito de outro modo, uma inovação numa determinada variável produz uma reação em cadeia, ao longo do tempo, nas restantes variáveis do *VAR*, que a função impulso-resposta permite acompanhar e interpretar,

Segundo os autores, Lütkepohl e Saikkonen (1997) e Aziakpono (2006) se um processo é um ruído branco (com média nula, variância constante), nesse caso o *VAR*, avaliado pode ser transformado numa representação de média móvel, cujos coeficientes são as respostas aos impulsos nos erros de previsão. Assim sendo, a média móvel expressa-se da seguinte forma:

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^k B_s \varepsilon_{t-s} \quad (4.2)$$

Segundo os autores, Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998) a função impulso resposta (ortogonalizada), não depende da ordenação das variáveis no modelo *VAR*. Para o efeito iremos utilizar simulações de Monte Carlo, com repetição de 1000 vezes.

#### **4.4 Fonte de Dados e Caracterização das Variáveis**

Nesta secção serão apresentadas as rendibilidades do Volume de Negociação dos 5 principais mercados da América Latina, designadamente os mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Peru e México, em contexto das crises financeiras do *subprime* e da dívida soberana europeia. Em seguida procederemos à análise da sua evolução temporal, em níveis, em primeiras diferenças anuais e, em rendibilidades. Adicionalmente iremos realizar a análise das medidas das estatísticas descritivas

das rendibilidades do Volume de Negociação. Subsequentemente iremos avaliar a estacionariedade das séries temporais em análise, recorrendo aos testes ADF, PP e KPSS.

### Fonte de Dados

Este ensaio analisa como as crises financeiras de 2008 e 2010 afetaram a liquidez das Bolsas de Valores da Argentina, Brasil, Chile, Peru e do México. Para o efeito construímos a medida de liquidez Volume de Negociação. Os dados utilizados para a construção da referida variável são diários e, são expressos em dólares norte americanos, tendo sido utilizado a base de dados *DataStream*.

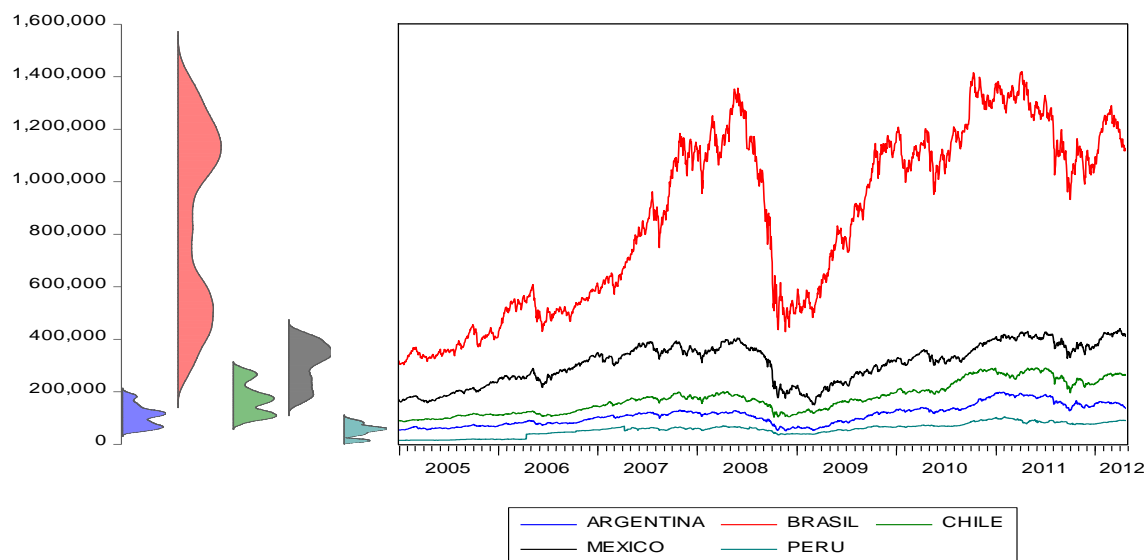
As rendibilidades do Volume de Negociação compreendem o lapso temporal entre 3 de janeiro de 2005 e 30 de abril de 2012 (1910 cotações). Optamos por dividir a amostra em três subperíodos, um de pré-crise ao qual designamos por Tranquilo que corresponde ao período de 3 de janeiro de 2005 a 31 de julho de 2007 e dois de crise, nomeadamente a crise do *subprime* e da dívida soberana europeia. A crise do *subprime* compreende o período de 1 de agosto de 2007 a 7 de dezembro de 2009, enquanto a crise da dívida soberana corresponde ao período de 8 de dezembro de 2009 a 30 de abril de 2012.

No que concerne em determinar o início da crise do *subprime* a 1 de agosto de 2007 suporta-se no estudo de Phillips e Yu (2011). Estes autores sugerem que a bolha dos preços imobiliários surgiu em agosto de 2007. Examine-se igualmente que, em agosto de 2007, o Banco BNP Paribas fechou dois fundos mútuos expostos à crise do *subprime*, o que foi visto pelos mercados como um evento significativo.

O datar o subperíodo da crise financeira de 2010 sustenta-se no evento ocorrido em 8 de dezembro de 2009, quando a Fitch reduziu o *rating* da dívida grega de A- para BBB+, colocando a classificação da dívida grega abaixo do nível A- pela primeira vez em dez anos.

Da análise gráfica realizada ao Volume da Negociação dos 5 principais mercados da América Latina, observa-se a existência de um período de ascensão dos mercados de 2005 a 2007. Com a crise do *subprime* existiu uma desaceleração e queda da liquidez nestes mercados emergentes, designadamente no ano de 2008. Com a crise financeira de 2010 aparentemente os investidores regressaram aos mercados de ações e, forneceram liquidez adicional com o propósito de os tornar aparentemente mais eficientes. Em complementariedade o mercado do Brasil é o índice bolsista com maior dimensão na América Latina, no que respeita ao número de transações realizadas, assim como ao volume financeiro.

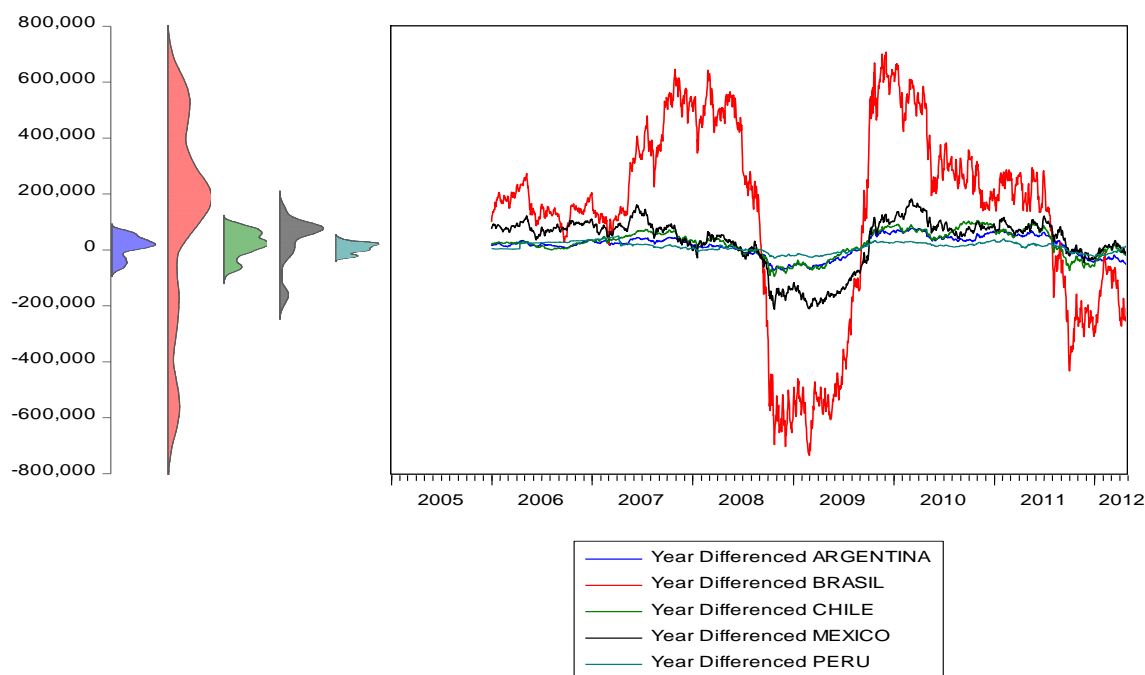
**Figura 4.1 – Evolução temporal, em níveis, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream Base 100: 3 de janeiro de 2005, 1911 pontos de dados

A figura 4.2 mostra a evolução do Volume de Negociação, em primeiras diferenças anuais, dos cinco principais mercados da região LAC. A medida de liquidez representada revela claramente a instabilidade vivida nestes mercados no período 2007-2009, nomeadamente no principal mercado da América Latina, o Brasil.

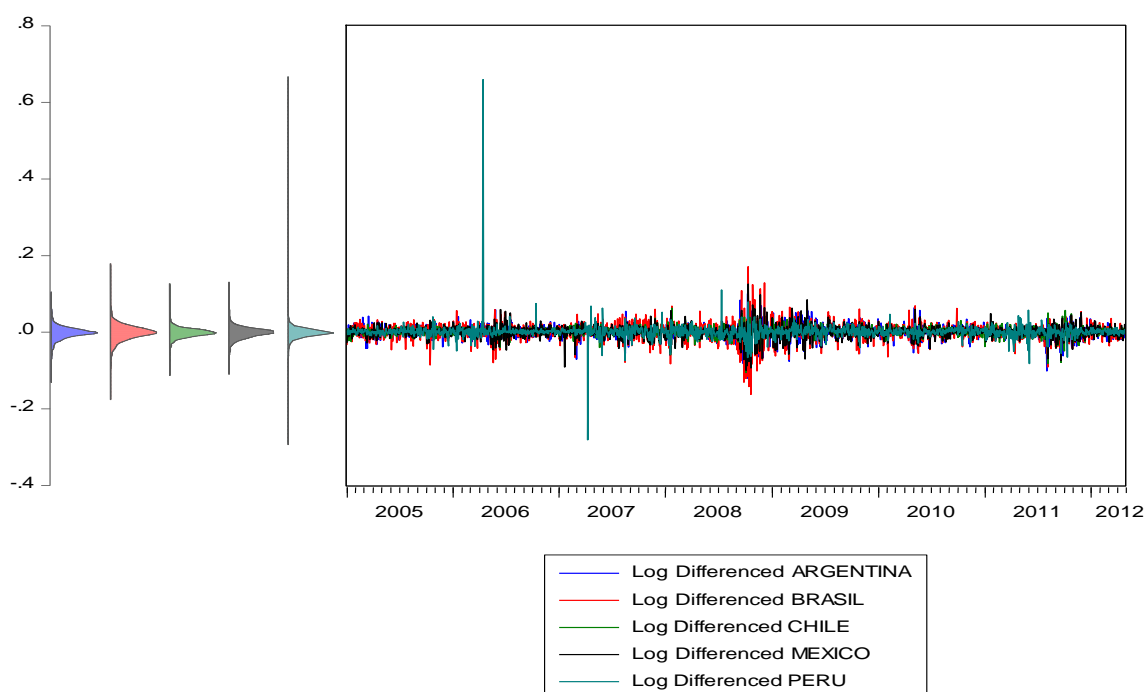
**Figura 4.2 – Evolução temporal, em primeiras diferenças anuais, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream: 3 de janeiro de 2005, 1910 pontos de dados.

A figura 4.3 mostra a evolução da rendibilidade do Volume de Negociação dos cinco principais mercados financeiros da América Latina. Em todas as séries de rendibilidades assinala-se uma dispersão relativamente elevada em torno da média, assim como um comportamento relativamente sincronizado entre as séries de dados. Através da análise gráfica observa-se a existência de choques consideráveis, principalmente no período 2007-2009.

**Figura 4.3 – Evolução temporal, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período de 03/01/2005 a 30/04/2012**



Nota: DataStream: 3 de janeiro de 2005, 1910 pontos de dados.

### **Estatísticas descritivas e estacionariedade das séries de dados**

Na tabela 4.1 reportam-se as principais estatísticas descritivas das rendibilidades do Volume da Negociação, referentes aos cinco principais mercados da região LAC, relativos ao período completo da amostra. Os resultados alcançados mostram que as rendibilidades do Volume de Negociação sugerem afastamentos face à hipótese de normalidade. Este resultado surge através do teste de Jarque e Bera (1980) que permitiu rejeitar a hipótese nula da normalidade ( $H_0$ ) a favor da alternativa ( $H_1$  - não normalidade), para um nível de significância de 1%. Adicionalmente, os coeficientes de assimetria e de curtose são estatisticamente diferentes dos de uma distribuição normal. As séries analisadas são leptocúrticas e assimétricas.

**Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	MÉX	PER
Mean	0,0005	0,0007	0,0006	0,0005	0,0009
Std, Dev,	0,0169	0,0225	0,0135	0,0167	0,0207
Skewness	-0,6436	-0,4204	-0,5238	-0,2925	15,4391
Kurtosis	8,7247	10,7155	13,3438	9,5644	554,0270
JB	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Observações	1910	1910	1910	1910	1910

Fonte: Elaboração própria,

Nota: Os valores entre parêntesis dizem respeito aos *p-values*.

Na tabela 4.2 apresentam-se os testes à estacionariedade das séries das rendibilidades do Volume de Negociação dos cinco principais mercados da América latina. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas. Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) mostra hipóteses opostas. A intersecção dos testes de raízes unitárias mostra a estacionariedade das rendibilidades do Volume de Negociação.

**Tabela 4.2 – Testes à estacionariedade, das rendibilidades, do Volume de Negociação, no período completo**

	ARG	BRA	CHI	MÉX	PER
ADF I (0)	-28,32 (1)***	-41,24 (0)***	-19,89 (4)***	-38,64 (0)***	-41,30 (0)***
PP (0)	-42,37 (10)***	-41,22 (19)***	-38,99 (22)***	-38,40 (12)***	-41,31 (3)***
KPSS I (0)	0,13 (9)	0,16 (18)	0,07 (18)	0,11(10)	0,21 (5)
Observações	1.910	1.910	1.910	1.910	1.910

Fonte: Elaboração própria.

Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%,5% e 10%, respectivamente.

## 4.5 Resultados

Na tabela 4.3 são apresentados os resultados dos testes Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, realizados às rendibilidades do Volume de Negociação, referentes ao subperíodo Tranquilo. Os resultados obtidos sugerem que neste período de acalmia dos mercados de ações, os comovimentos da liquidez, na sua maioria, não foram significativos. Os mercados que apresentam relações causais são os pares Brasil – Argentina; Chile – Argentina; Peru – Argentina e, os mercados México – Argentina.



**Tabela 4.3 - Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo Tranquilo.**

		Variáveis Dependentes (Volume de Negociação)				
		ARG	BRA	CHI	PER	MÉX
Variáveis Excluídas	ARG	-----	<b>16,71 (6)***</b>	<b>8,68 (6)***</b>	1,03 (6)	<b>14,07 (6)***</b>
	BRA	0,62 (6)	-----	0,84 (6)	0,34 (6)	0,68 (6)
	CHI	0,36 (6)	1,11 (6)	-----	0,48 (6)	1,71 (6)
	PER	0,58 (6)	0,62 (6)	0,21 (6)	-----	1,09 (6)
	MÉX	0,38 (6)	0,53 (6)	1,08 (6)	0,05 (6)	-----

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Para determinar o número de lags a incluir nos testes de causalidade, utilizamos o critério de informação SBIC (Schwarz Bayesian information criterion). O valor entre parêntesis diz respeito ao número de lags da variável dependente. Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 4.4 são apresentados os resultados dos testes Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, realizadas às rendibilidades do Volume de Negociação, referentes ao subperíodo da crise financeira *subprime*. Os resultados obtidos sugerem a existência de 15 comovimentos de liquidez entre os principais mercados da América latina (em 20 possíveis). Concretamente os mercados financeiros argentino e mexicano mostram comovimentos na liquidez com os restantes mercados (4 em 4 possíveis). Adicionalmente as bolsas de valores do Brasil e do Chile exibem comovimentos com os seus pares (3 em 4 possíveis). O mercado financeiro do Peru apresenta comovimentos na liquidez apenas com o mercado argentino. Estes resultados são semelhantes com as evidências avançadas pelos autores Vagias (2012), Karolyi, Lee e Van Dijk (2012), Bai e Qin (2015), que sugerem que os comovimentos na liquidez são significativos em períodos de crise financeira.

**Tabela 4.4 - Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo *Subprime*.**

		Variáveis Dependentes (Volume de Negociação)				
		ARG	BRA	CHI	PER	MÉX
Variáveis Excluídas	ARG	-----	<b>21,18 (6)***</b>	<b>14,33 (6)***</b>	<b>12,34 (6)***</b>	<b>22,95 (6)***</b>
	BRA	<b>13,95 (6)***</b>	-----	<b>2,12 (6)**</b>	1,65 (6)	<b>3,34 (6)***</b>
	CHI	<b>9,13 (6)***</b>	1,29 (6)	-----	0,94 (6)	<b>2,03 (6)**</b>
	PER	<b>7,77 (6)***</b>	<b>2,55 (6)***</b>	0,84 (6)	-----	<b>3,01 (6)***</b>
	MÉX	<b>11,08 (6)***</b>	<b>2,31 (6)***</b>	<b>2,78 (6)**</b>	1,47 (6)	-----

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Para determinar o número de lags a incluir nos testes de causalidade, utilizamos o critério de informação SBIC (Schwarz Bayesian information criterion). O valor entre parêntesis diz respeito ao número de lags da variável dependente. Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \*, representam a significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 4.5 são exibidos os resultados dos testes Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, realizadas às rendibilidades do Volume de Negociação, respeitantes ao subperíodo da

crise da dívida soberana europeia. Os resultados sugerem a existência de 6 comovimentos de liquidez entre os principais mercados da América latina (em 20 possíveis). A Argentina é o mercado de ações que apresenta o maior nível de comovimentos na liquidez com os seus pares (4 em 4 possíveis). Adicionalmente os mercados financeiros do Brasil e do Chile mostram comovimentos unicamente com um mercado (1 em 4 possíveis). Em jeito de conclusão considera-se que os comovimentos na liquidez, no período da crise da dívida soberana, diminuíram significativamente quando comparados com a crise financeira de 2008. Concretamente considera-se que a diminuição da volatilidade nestes mercados financeiros regionais tem uma relação causal com os comovimentos na liquidez.

**Tabela 4.5 - Testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, no subperíodo CDS**

		Variáveis Dependentes (Volume de Negociação)				
		ARG	BRA	CHI	PER	MÉX
Variáveis Excluídas	ARG	-----	0,29 (3)	0,14 (3)	0,57 (3)	0,29 (3)
	BRA	112,52 (3)***	-----	3,09 (3)**	0,67 (3)	0,79 (3)
	CHI	87,79 (3)***	4,37 (3)***	-----	0,24 (3)	1,17 (3)
	PER	34,34 (3)***	1,93 (3)	1,99 (3)	-----	1,59 (3)
	MÉX	135,63 (3)***	1,84 (3)	1,48 (3)	0,09 (3)	-----

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Para determinar o número de lags a incluir nos testes de causalidade, utilizamos o critério de informação SBIC (Schwarz Bayesian information criterion). O valor entre parêntesis diz respeito ao número de lags da variável dependente. Os asteriscos \*\*\*, \*\*, \* representam a significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na tabela 4.6 são apresentados os resultados dos testes de autocorrelação - VAR Residual Serial Correlation LM Tests, realizadas às rendibilidades do Volume de Negociação. Os resultados dos testes realizados aos resíduos dos testes de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests permitem demonstrar a existência de uma forte tendência para a não rejeição da hipótese nula e, por consequência aceitar a ausência de correlação nos resíduos estandardizados. Em suma os resíduos das séries revelaram ser suficientemente branqueados pelos modelos, pelo que a inferência estatística do modelo poderá ser considerada robusta.

**Tabela 4.6 – Testes de VAR Residual Serial Correlation LM Tests, das rendibilidades do Volume de Negociação, nos três subperíodos.**

	Lag	LRE* stat			Rao F-stat		
		Stat	df	Prob.	F-Stat	df	Prob.
<b>Tranquilo</b>	7	33,0767	25	0,1292	1,3258	(25, 2412)	0,1292
<b>Subprime</b>	7	28,3586	25	0,2916	1,1357	(25, 2197)	0,2916
<b>CDS</b>	4	21,4679	25	0,6663	0,8584	(25, 2237)	0,6663

Fonte: Elaboração própria.

### **Funções impulso-resposta a inovações ou choques (IRF)**

A metodologia IRF, com simulações de Monte Carlo, testou o grau de resposta das variáveis da Argentina, do Brasil, do Chile, do México e do Peru a alterações (impulsos) de um desvio padrão de cada uma das variáveis referidas. Para o efeito recorremos a uma análise dinâmica, a partir da estimação produzida pelo modelo autorregressivo, foram estimadas as funções de resposta a impulsos, para se compreender as respostas em cadeia desencadeadas por uma inovação em cada um dos índices incluídos nos vetores autorregressivos. Os desfasamentos do *VAR* são os mesmos utilizados na metodologia da causalidade de Granger, nos três subperíodos.

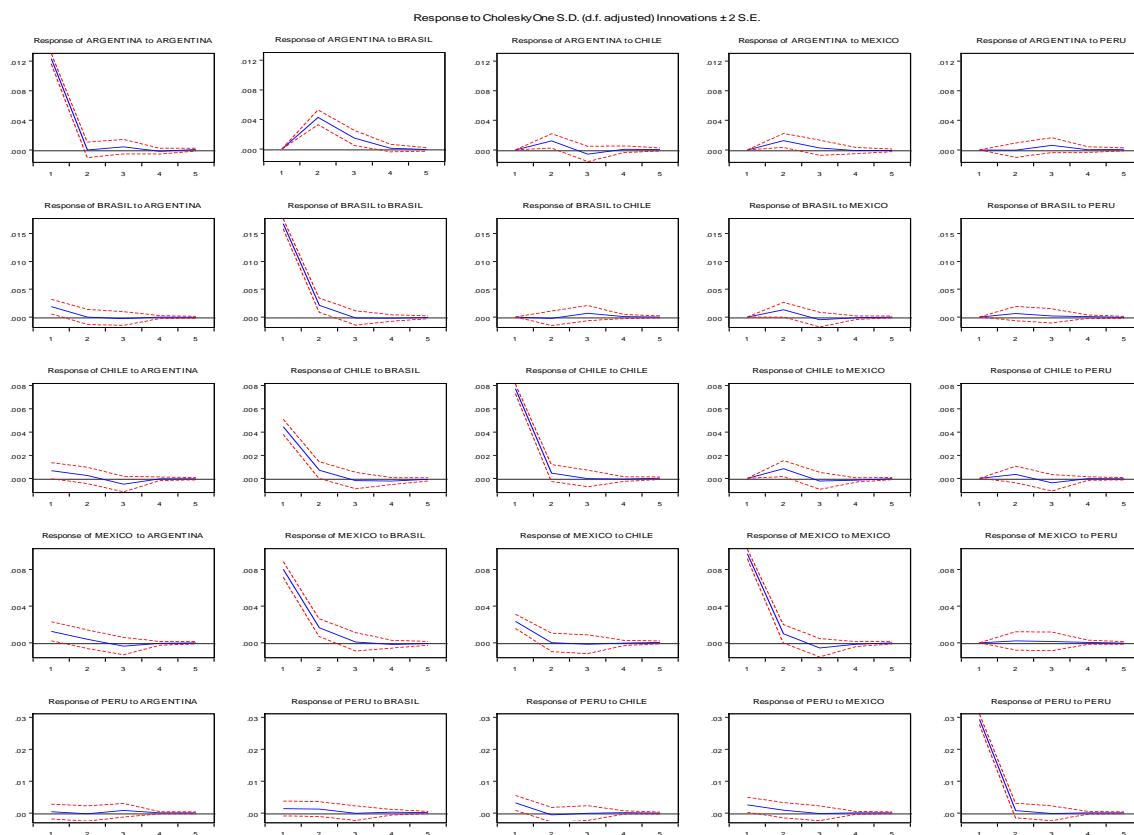
Nas figuras **4.4, 4.5 e 4.6** são exibidos os resultados das funções de resposta a impulsos generalizados de um desvio padrão, no próprio índice e nos restantes mercados, nos subperíodos Tranquilo, crises do *subprime* e da crise dívida soberana, respetivamente. Estes resultados evidenciam a pronta resposta a choques de mercado, com reflexo no dia seguinte.

#### **Interpretação das funções impulso-resposta (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo Tranquilo.**

- a) O mercado financeiro da Argentina apresenta comovimentos na liquidez positivos e sem significado (S.S.) em todos os mercados,
- b) O índice bolsista do Brasil exibe comovimentos na liquidez positivos e, sem significado (S.S.) com os mercados financeiros do Chile, México e Peru. Em relação aos restantes mercados os comovimentos não têm significado (S.S.).
- c) O mercado do Chile apresenta comovimentos na liquidez sem significado (S.S.) no seu próprio mercado. Em relação aos mercados financeiros da Argentina, Brasil, México e Peru, os comovimentos na liquidez, na maioria dos dias, são negativos e sem significado (S.S.);
- d) O índice bolsista do México apresenta comovimentos na liquidez negativos e sem significado (S.S.) no seu próprio mercado, bem como no índice bolsista da Argentina. Em relação aos restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez não têm significado (S.S.).
- e) O mercado do Peru apresenta comovimentos na liquidez sem significado (S.S.) em todos os mercados.

Os resultados sugerem que os comovimentos na liquidez entre os principais mercados financeiros da América Latina, neste período de ascensão dos índices bolsistas, tiveram pouco significado (S.S.).

**Figura 4.4 – Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo Tranquilo.**



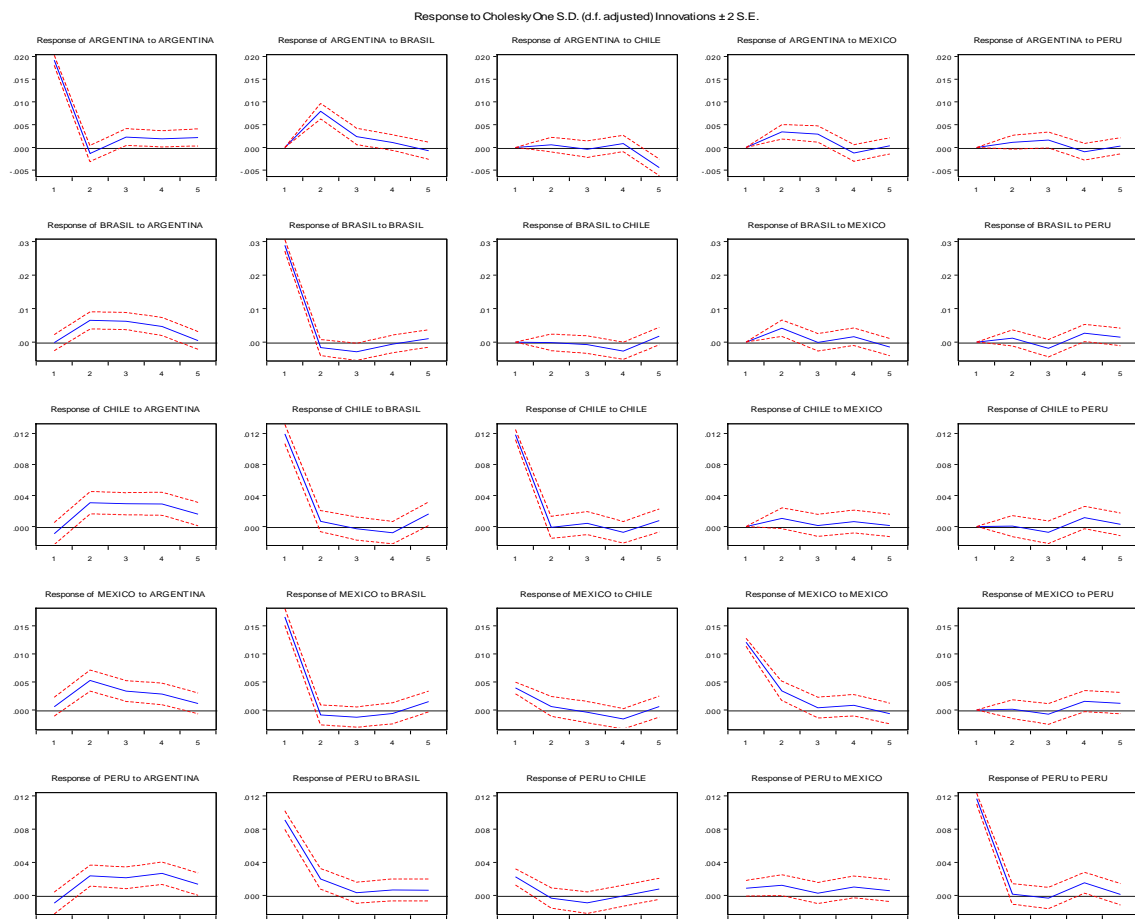
**Interpretação das funções impulso-resposta (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo da crise do *subprime*.**

- O mercado da Argentina apresenta comovimentos na liquidez positivos, em todos os mercados, com exceção feita ao mercado financeiro do Chile que se apresenta sem significado (S.S.), na maioria dos dias;
- O índice bolsista do Brasil mostra comovimentos na liquidez positivos no mercado argentino. Em relação ao seu próprio mercado e, Chile os comovimentos na liquidez são negativos. No que concerne aos mercados financeiros do México e Peru, os comovimentos na liquidez, variam entre positivos e negativos;
- O mercado do Chile apresenta comovimentos na liquidez positivos nos mercados financeiros da Argentina e México. Em relação aos restantes mercados os comovimentos na liquidez, na sua maioria, são negativos, com exceção feita ao mercado peruano que exhibe comovimentos na liquidez positivos/negativos;
- O índice bolsista do México indica comovimentos na liquidez positivos no seu próprio mercado, na Argentina e, em parte no mercado peruano. Adicionalmente os restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez são negativos;

- e) O mercado do Peru apresenta comovimentos na liquidez positivos, na maioria dos mercados, com exceção feita ao mercado chileno;

Os resultados sugerem que os comovimentos da liquidez entre os principais mercados da América Latina, no subperíodo da crise financeira do *subprime*, na sua maioria, os comovimentos na liquidez são positivos.

**Figura 4.5 – Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo *Subprime*.**



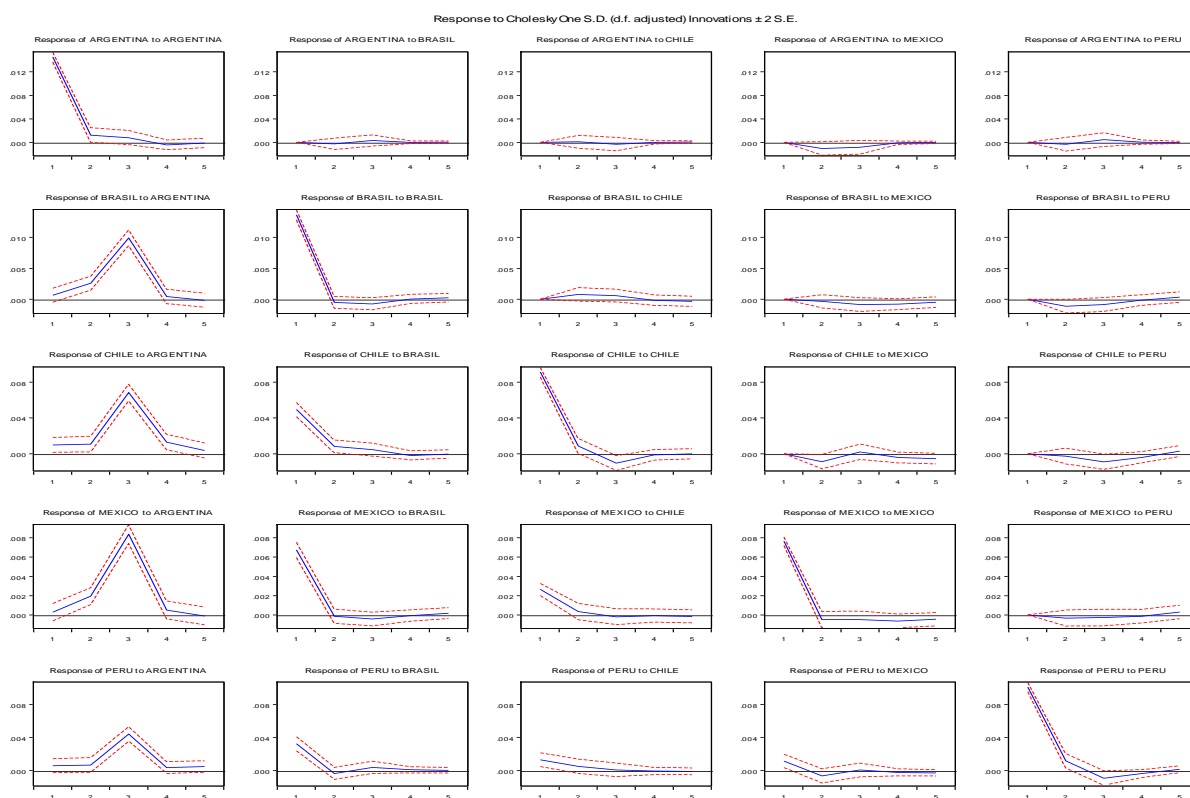
**Interpretação das funções impulso-resposta, com Simulação Monte Carlo, para a medida de liquidez Volume da Negociação, no subperíodo da crise da dívida soberana europeia**

- a) O mercado da Argentina apresenta comovimentos na liquidez positivos e sem significado (S.S.) no seu próprio mercado. No mercado mexicano os comovimentos na liquidez são negativos. Em relação aos restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez não têm significado (S.S.);
- b) O índice bolsista do Brasil mostra comovimentos na liquidez positivos nos mercados financeiros da Argentina e do Chile (em parte). Nos restantes mercados os comovimentos na liquidez são negativos e sem significado (S.S.);

- c) O mercado do Chile apresenta comovimentos na liquidez positivos nos índices bolsistas da Argentina e Brasil. Em relação aos restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez são negativos;
- d) O índice bolsista do México identifica comovimentos na liquidez positivos no índice bolsista argentino. Em relação aos restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez são negativos;
- e) O mercado do Peru apresenta comovimentos na liquidez positivos com o mercado argentino. Em relação aos restantes mercados financeiros os comovimentos na liquidez , na sua maioria, são negativos e sem significado (S.S).

Os resultados sugerem que os comovimentos na liquidez, no subperíodo da crise da dívida soberana europeia, na sua maioria, são negativos, com exceção feita ao mercado financeiro da Argentina.

**Figura 4.6 – Funções impulso-resposta a inovações (IRF), com Simulação Monte Carlo, para as rendibilidades do Volume da Negociação, no subperíodo CDS.**



## 4.6 Conclusão

Neste ensaio, analisamos os comovimentos da liquidez entre os cinco principais mercados da América Latina, designadamente os mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile, Peru e México, em contexto das crises financeiras *subprime* e dívida soberana europeia. Com o intento de se alcançar tal análise pretendeu-se saber, se: (i) existirá comovimentos na liquidez mais significativos no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre os mercados?.

Realizamos dois testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro teste estima se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de comovimentos da liquidez, decorrentes das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. O segundo avalia se os comovimentos na liquidez apresentam sinais positivos ou negativos em períodos de crise e pré-crise.

No primeiro teste aplicamos a metodologia de Causalidade de Granger / Block Exogeneity Wald Tests, realizadas às rendibilidades do Volume de Negociação e, os resultados obtidos sugerem um aumento significativo dos comovimentos da liquidez durante o subperíodo da crise do *subprime*. Os resultados alcançados promovem a existência de 15 comovimentos de liquidez entre os principais mercados da América latina. Adicionalmente, os resultados referentes à crise da dívida soberana europeia são bem distintos, ora vejamos, os comovimentos na liquidez, verificados neste subperíodo, sugerem a existência de 6 comovimentos de liquidez entre os principais mercados da América latina (em 20 possíveis). Estes resultados respondem à primeira questão levantada nesta investigação. Os comovimentos na liquidez ocorrem, sendo mais significativos no período da crise financeira do *subprime*.

No segundo grupo de testes utilizamos a metodologia IRF, com simulações de Monte Carlo, realizadas às rendibilidades do Volume de Negociação. Os resultados mostram que os comovimentos na liquidez, não tiveram significado (S.S.), entre os principais mercados financeiros da América Latina, no subperíodo Tranquilo (pré-crise). Concretamente os resultados obtidos sugerem que os comovimentos da liquidez são positivos entre os principais mercados da América Latina, no subperíodo da crise financeira do *subprime*. No entanto, no subperíodo da crise da dívida soberana europeia, na sua maioria, os comovimentos na liquidez são negativos, com exceção feita ao mercado financeiro da Argentina. Estes resultados respondem, em parte, à segunda questão desta investigação, ou seja, os comovimentos na liquidez são positivos, em períodos de elevada volatilidade, designadamente no período da crise do *subprime*.

A conclusão geral a reter desta investigação suporta-se nos resultados obtidos pelos modelos econométricos, os seja, os comovimentos da liquidez foram elevados durante a crise financeira de 2008. Porém, quando analisamos o subperíodo resultante da crise financeira da dívida soberana europeia consta-se que o nível de comovimentos desceu significativamente. As propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 2005-2012 tenderam a corrigir para o equilíbrio de mercado nos anos 2010-2012. Concretamente considera-se que a diminuição da volatilidade nestes mercados financeiros regionais tem uma relação positiva com os comovimentos na liquidez. Em jeito

de conclusão consideramos a diversificação de carteiras será uma estratégia a ser seguida pelos investidores internacionais, no período pós-crise *subprime*.

Por fim, como sugestões para futuras investigações pensamos que as mesmas deveriam passar por analisar os comovimentos da liquidez com dados dados intradiários, com a intenção de aprimorar a análise sobre a liquidez nos mercados emergentes. Compreender e conjugar variáveis macroeconômicas e financeiras, com o propósito de ajudar a explicar o fenômeno dos movimentos da liquidez nos mercados emergentes. Adicionalmente analisar a relação entre os mercados emergentes e os mercados desenvolvidos, no que respeita às movimentações da liquidez entre mercados.



## BIBLIOGRAFIA

- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1980). Dealership market. Market-making with inventory. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 31–53. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90020-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90020-3)
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1991). Liquidity, Asset Prices and Financial Policy. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 56–66. <https://doi.org/10.2469/faj.v47.n6.56>
- Angelidis, T., & Andrikopoulos, A. (2010). Idiosyncratic risk, returns and liquidity in the London Stock Exchange: A spillover approach. *International Review of Financial Analysis*, 19(3), 214–221. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2010.02.002>
- Aziakpono, M. J. (2006). Financial integration amongst the SACU countries: Evidence from interest rate pass-through analysis. *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, 30(2), 1–23.
- Bai, M., & Qin, Y. (2010). Who Are Driving Commonality in Liquidity? *Global Economy and Financial Journal*, 3(1), 61–77.
- Bai, M., & Qin, Y. (2015). Commonality in liquidity in emerging markets: Another supply-side explanation. *International Review of Economics and Finance*, 39, 90–106. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.06.005>
- Brennan, M. J., & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), 441–464. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00870-K](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00870-K)
- Brockman, P., & Chung, D. (2002). Commonality in Liquidity: Evidence from an Order Driven Market Structure. *Journal of Financial Research*, 25(4), 521–539. <https://doi.org/10.1111/1475-6803.00035>
- Brockman, P., Chung, D. Y., & Prignon, C. (2009). Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 851–882. <https://doi.org/10.1017/S0022109009990123>
- Choi, W. G., Kang, T., Kim, G. Y., & Lee, B. (2017). Global liquidity transmission to emerging market economies, and their policy responses. *Journal of International Economics*, 109, 153–166. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.08.001>
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*, 56(1), 3–28. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00057-4](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00057-4)
- Copeland, T. E., & Galai, D. (1983). Information Effects on the Bid-Ask Spread. *Journal of Finance*, 38(5), 1457–1469. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2327580>

- De Santis, R. A. (2014). The euro area sovereign debt crisis: Identifying flight-to-liquidity and the spillover mechanisms. *Journal of Empirical Finance*, 26, 150–170. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2013.12.003>
- Demsetz, H. (1968). The Cost of Transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33–53. <https://doi.org/10.2307/1882244>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Domowitz, I. H., & Wang, X. (2002). Liquidity, Liquidity Commonality and Its Impact on Portfolio Theory. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.296870>
- Dumitrescu, S. (2015). European Equity Market Return, Volatility and Liquidity Spillover Dynamics. *Journal of Financial Studies*, 19(2), 30–45.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fabre, J., & Frino, A. (2004). Commonality in liquidity: Evidence from the Australian Stock Exchange. *Accounting and Finance*, 44(3), 357–368. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2004.00117.x>
- Foran, J., Hutchinson, M. C., & O'Sullivan, N. (2014). The asset pricing effects of UK market liquidity shocks: Evidence from tick data. *International Review of Financial Analysis*, 32, 85–94. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.01.010>
- French, J. J., & Taborda, R. (2017). Disentangling the relationship between liquidity and returns in Latin America. *Global Finance Journal*. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2017.10.006>
- Galariotis, E. C., & Giouvris, E. (2007). Liquidity commonality in the London Stock Exchange. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34(1–2), 374–388. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00664.x>
- Glosten, L. R., & Milgrom, P. R. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71–100. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90044-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90044-3)
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Ho, T., & Stoll, H. R. (1981). Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 47–73. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90020-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90020-9)

- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Karolyi, G. A., Lee, K. H., & Van Dijk, M. A. (2012). Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics*, 105(1), 82–112. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.12.008>
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Korajczyk, R. A., & Sadka, R. (2008). Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 45–72. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.12.003>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shinb, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Applied time series econometrics. Applied Time Series Econometrics*. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511606885>
- Lütkepohl, H., & Saikkonen, P. (1997). Impulse response analysis in infinite order cointegrated vector autoregressive processes. *Journal of Econometrics*, 81(1), 127–157. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00037-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00037-7)
- Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (2002). Unit Roots, Cointegration and Structure Change, 524.
- Noman, A. M., & Rahman, M. Z. (2010). Stationarity of South Asian Real Exchange Rates Under Exponential Star (ESTAR) Framework. *The Journal of Developing Areas*, 43(2), 41–50. <https://doi.org/10.1353/jda.0.0068>
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642–685. <https://doi.org/10.1086/374184>
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the *subprime* crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455–491. <https://doi.org/10.3982/QE82>

- Pukthuanthong-Le, K., & Visaltanachoti, N. (2009). Commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Thailand. *Pacific Basin Finance Journal*, 17(1), 80–99. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2007.12.004>
- Qian, X., Tam, L. H. K., & Zhang, B. (2014). Systematic liquidity and the funding liquidity hypothesis. *Journal of Banking and Finance*, 45(1), 304–320. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.08.020>
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599–607.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Smimou, K., & Khallouli, W. (2016). On the intensity of liquidity spillovers in the Eurozone. *International Review of Financial Analysis*, 48, 388–405. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.03.009>
- Soedarmono, W., & Tarazi, A. (2016). Competition, Financial Intermediation, and Riskiness of Banks: Evidence from the Asia-Pacific Region. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(4), 961–974. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1018039>
- Stoll, H. R. (1978). THE PRICING OF SECURITY DEALER SERVICES: AN EMPIRICAL STUDY OF NASDAQ STOCKS. *The Journal of Finance*, 33(4), 1153–1172. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1978.tb02054.x>
- Tayeh, M., Bino, A., Abu Ghunmi, D., & Tayem, G. (2015). Liquidity Commonality in an Emerging Market: Evidence from the Amman Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 7(2), 203–213. <https://doi.org/10.5539/ijef.v7n2p203>
- Tissaoui, K., Ftiti, Z., & Aloui, C. (2015). Commonality in liquidity: Lessons from an emerging stock market. *Journal of Applied Business Research*, 31(5), 1927–1952.
- Vagias, D. (2012). The Determinants of Liquidity Coexceedances Across Markets. *Efa2012.Org*. Retrieved from <http://www.efa2012.org/papers/t3f3.pdf>

## CAPÍTULO V – CONCLUSÃO GERAL

### Conclusão geral

Este trabalho de investigação compreende quatro ensaios interligados que analisaram os mercados financeiros da América Latina, em contexto das crises financeiras *Dot-com*, *subprime* e da dívida soberana europeia.

No ensaio I investigamos o nível de integração financeira nos mercados emergentes da América Latina, em contexto da crise *Dot-com* e da crise financeira global (CFG). Com esta análise pretendeu-se dar resposta a duas questões, designadamente saber, se: (i) os mercados financeiros da América Latina exibem níveis de integração significativos em períodos de crise financeira?; e, (ii) caso existam memórias longas persistentes nas séries de dados, será que está em causa a diversificação das carteiras?.

Realizamos três testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro teste estima se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de integração financeira. O segundo avalia se os índices de preços exibem memórias longas em períodos de crise e pré-crise, através da metodologia *DFA*. O terceiro e último teste, utiliza o coeficiente de correlação cruzada sem tendência (*DCCA*), para avaliar se as correlações dos mercados aumentaram devido às crises financeiras.

As conclusões indicam que os mercados são parcialmente integrados em períodos de crise e de não crise. Adicionalmente as séries financeiras não apresentam memórias longas persistentes significativas decorrentes da crise financeira global (CFG). Constatou-se que a CFG teve um impacto maior nos coeficientes de correlação cruzados dos mercados de ações da América Latina do que a crise *Dot-com*. Concretamente consideramos que os mercados financeiros da América Latina foram afetados pela crise financeira *Dot-com* e CFG. Porém, existiu um reequilíbrio nestes mercados regionais o que poderá gerar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

No ensaio II analisamos o nível de contágio financeiro nos seis principais mercados da América Latina, assim como nos mercados dos EUA, Grécia e, do índice EURO STOXX 50. O objetivo foi responder às seguintes questões, se: existiu o fenómeno de contágio entre os mercados emergentes da América Latina?. Se sim, qual terá sido o momento mais crítico de tal fenómeno, as crises financeiras de 2008 ou 2010?. Existindo autocorrelação nas séries temporais, será possível detetar *clusters* temporais de volatilidade?.

Efetuamos dois grupos de testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro avalia a persistência das rendibilidades através dos testes: Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades); ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). O segundo grupo de testes estimam se os mercados financeiros apresentam níveis elevados de contágio financeiro, resultantes das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. Para o efeito utilizamos a estatística *t* (Pindyck e Rotemberg, 1990), assim como o teste *t* de Forbes e Rigobon (2002).

Em jeito de conclusão identificamos que o nível de contágio foi significativo durante a crise financeira de 2008. Adicionalmente os mercados do Brasil e do México contagiaram todos os seus

pares regionais. Todavia, esperava-se que o mercado dos EUA tivesse mais expressão nestes mercados regionais. Concretamente consideramos que no período pós-*subprime* a diversificação das carteiras nestes mercados financeiros será praticável em virtude de o nível de contágio ter diminuído significativamente nos anos 2010-2012.

No ensaio III avaliamos a transmissão de risco, em contexto dinâmico, entre os principais mercados financeiros da região LAC, decorrente das crises financeiras de 2008 e 2010. O objetivo foi responder às seguintes questões, se: (i) os mercados financeiros da América Latina apresentam níveis elevados de volatilidade, decorrentes das crises financeiras de 2008 e 2010?. (ii) quando o efeito assimétrico se verifica, através da ocorrência de perdas potenciais, será que a diversificação das carteiras poderá ser colocada em causa?.

Realizamos dois grupos de testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro grupo de testes estimam o modelo GARCH (1,1) para examinar a sensibilidade da volatilidade. Assim como os modelos EGARCH (1,1) e TARCH (1,1) para analisar o efeito assimétrico. O segundo examina se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de volatilidade, decorrentes das crises financeiras *subprime* e dívida soberana europeia. Para o efeito estimamos as correlações condicionais dinâmicas (DCC-GARCH), assim como o teste *t* homocedástico.

Em fase de conclusão demonstramos que o efeito assimétrico na volatilidade respondeu de forma mais intensa a más notícias do que a boas notícias ao mercado. De forma complementar identificamos a existência de transmissão de risco decorrente da crise financeira de 2008. No entanto verificamos uma diminuição do risco durante a crise financeira de 2010, ou seja, a volatilidade tende a diminuir no período 2010-2012. Adicionalmente os níveis de dependência linear entre os diversos mercados alteraram-se substancialmente. Concretamente comprovamos a existência de um reequilíbrio nestes mercados regionais a partir do ano de 2010, o que poderá criar condições para eventuais estratégias de diversificação das carteiras.

No ensaio IV examinamos os comovimentos da liquidez nos cinco principais mercados financeiros da América Latina. O objetivo foi responder às seguintes questões, se: (i) haverá comovimentos na liquidez mais acentuados no período da crise financeira de 2008 ou 2010?; e (ii) as crises financeiras proporcionam comovimentos na liquidez positivos (negativos) entre mercados?.

Efetuamos dois testes estatísticos com essa finalidade. O primeiro teste estima se os mercados emergentes apresentam níveis elevados de comovimentos da liquidez, decorrentes das crises financeiras *subprime* e da dívida soberana europeia. O segundo avalia se os comovimentos na liquidez apresentam sinais positivos ou negativos em períodos de crise e pré-crise.

A conclusão geral a reter deste ensaio suporta-se nos resultados obtidos pelos modelos econométricos, os seja, os comovimentos da liquidez foram elevados durante a crise financeira de 2008. Porém, quando analisamos o subperíodo resultante da crise financeira da dívida soberana europeia consta-se que o nível de comovimentos desceu significativamente. As propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 2005-2012 tenderam a corrigir para o equilíbrio

de mercado nos anos 2010-2012. Concretamente consideramos que a diversificação de carteiras poderá ser uma estratégia a ser seguida pelos investidores internacionais.

Empiricamente, a presente investigação permitiu compreender, com profundidade, a importância das crises financeiras *Dot-com*, *subprime* e da crise da dívida soberana europeia nos mercados financeiros da América Latina. Concretamente a crise financeira de 2008 afetou as propriedades de memória dos índices dos principais mercados regionais. Analisar os níveis de integração financeira, de contágio financeiro, da volatilidade e, da transmissão de liquidez entre os mercados financeiros da região LAC, em contexto de crises financeiras, tem um único objetivo, testar se as estratégias de diversificação de carteiras nestes mercados financeiros serão exequíveis.

Tradicionalmente, os investidores procuram oportunidades de diversificação de carteiras em mercados que funcionam de forma correta como os da Europa, do Norte da América e alguns mercados desenvolvidos na Ásia. Os benefícios da diversificação internacional são inversamente relacionados com a correlação positiva entre as rendibilidades dos mercados financeiros (Kempa e Nelles, 2001). As estratégias de diversificação de carteiras diminuem quando as correlações entre os ativos se tornam positivas. Por conseguinte, a existência de correlações negativas entre ativos e/ou mercados financeiros proporcionam benefícios na diversificação das carteiras (Bousslama e Ouda, 2014) (Delcours, 2010).

Não existem dúvidas da importância de desenvolver estratégias de diversificação das carteiras por parte dos investidores internacionais dos mercados financeiros (Driessen e Laeven, 2007). Todavia, existem estudos que questionam os benefícios desta diversificação, especialmente devido à crise financeira global (Chiou, Lee e Chang, 2009) (Christoffersen, Errunza, Jacobs e Langlois, 2012).

Nos últimos anos tem-se assistido a uma tendência que envolve os mercados emergentes por estes apresentarem níveis de integração mais baixos quando comparados com os mercados desenvolvidos. Também a crise financeira global veio modificar o paradigma que até aqui se apresentava e alguns dos países considerados como mercados em funcionamento correto acabaram por ver até o próprio acesso aos mercados financeiros em termos de financiamento a serem-lhes vedado. Dada a alteração da realidade, torna-se importante analisar de que forma se alteraram também os benefícios desta diversificação.

Os benefícios da diversificação das carteiras, em contexto dos mercados financeiros integrados, reside basicamente na compensação do risco sistemático que emerge devido à integração (Mensah e Premaratne, 2014). Por oposição, em mercados segmentados ou menos integrados, existe um maior benefício em diversificar nestes mercados dado que também existe menos risco de contágio, e então uma maior probabilidade de salvaguardar o investimento em carteira por parte dos investidores que diversificam através de países e setores dentro da região exposta a esse risco sistemático.

Dada a atual realidade que os mercados enfrentam questionamos e testamos se a hipótese de diversificação das carteiras nos mercados emergentes da América Latina ainda se torna eficiente. A

implicação prática desta descoberta é que existe uma oportunidade de redução de risco se for adotada uma estratégia de diversificação internacional, por oposição a uma estratégia doméstica. Em jeito de conclusão as propriedades de memória dos índices bolsistas referentes ao período de 1999-2016 tenderam a corrigir para o equilíbrio de mercado a partir do ano 2010. Face a esta evidência consideramos que a diversificação de carteiras nos mercados emergentes da América Latina poderá ser uma estratégia a ser seguida pelos investidores internacionais.

### **Principais contribuições desta investigação**

Esta investigação apresenta duas contribuições para a literatura existente. A primeira contribuição relaciona-se com o estudo da integração financeira, do contágio financeiro, da volatilidade dinâmica e, dos comovimentos na liquidez nos mercados financeiros da América Latina, resultantes das crises financeiras de 2000, 2008 e 2010. Tanto quanto sabemos, existem estudos que analisaram algumas dessas temáticas nestes mercados regionais. Porém, as abordagens foram essencialmente distintas da seguida nesta investigação. Concretamente esta investigação abordou estas temáticas com objetivos diferenciados, com a conjugação de modelos matemáticos e econométricos distintos, em virtude de termos analisado um período amostral que contém três crises financeiras com relevância internacional e, um quarto subperíodo de ascensão dos mercados bolsistas.

O segundo contributo está relacionado pela preferência por estes mercados emergentes regionais. Após a recente crise financeira de 2008 nos mercados emergentes internacionais e, em particular os da América Latina, estes mercados regionais tornaram-se um importante destino de investimento. Segundo os autores Mensah e Premaratne (2014) com a extinção das barreiras ao investimento nos últimos anos, muitos países têm sofrido o processo de integração tanto a nível financeiro como económico. Isto leva a que os benefícios da diversificação internacional sejam postos em causa devido principalmente às diversas crises financeiras que têm originado comovimentos significativos entre os mercados financeiros de todo o mundo. Neste contexto e tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender a integração financeira, o contágio financeiro, a transmissão de volatilidade dinâmica e, os comovimentos na liquidez entre os mercados financeiros da América Latina. Avaliar estas temáticas irá auxiliar na implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes por parte dos investidores internacionais.

### **Limitações e sugestões para futuras investigações**

Referidas as principais conclusões deste trabalho de investigação, é igualmente importante sugerir algumas das questões que a limitaram. Desde logo, na conjugação das séries originais dos índices selecionados, deparámo-nos com situações da falta de dados (*missing values*), correspondentes a dias sem cotação. Esta situação ocorreu com a medida de liquidez – Volume de Negociação do ensaio 4. Para suprir a ausência de observações, optou-se por recorrer ao método de interpolação linear, estabelecendo limites ao preenchimento de ausências, de modo a evitar a introdução de dinâmicas espúrias sem sentido e preservar a dinâmica de evolução dos índices; não é possível assegurar, de modo absoluto, que tal tenha acontecido.



No que concerne a sugestões para futuras investigações a presente investigação recorreu a índices gerais, de frequência diária, para analisar as ligações entre os mercados bolsistas. Com um continuar da investigação poderá considerar-se índices setoriais dos mercados, em substituição dos índices gerais, para compreender as suas ligações no contexto internacional. De semelhante forma, seria também interessante recorrer a dados de frequência mais elevada, de base intradiária, cotações ao minuto, assim como incorporar variáveis macroeconómicas e financeiras para simplificar a análise das interações estabelecidas entre os diversos índices internacionais. Para concluir dever-se-ia aprofundar novas abordagens sobre o tema com o propósito de ajudar a esclarecer o que é contágio ou interdependência, como também delimitar quando existe contágio ou interdependência.

## BIBLIOGRAFIA GERAL

- Bousslama, O., & Ouda, O. Ben. (2014). International Portfolio Diversification Benefits: The Relevance of Emerging Markets. *International Journal of Economics and Finance*, 6(3). <https://doi.org/10.5539/ijef.v6n3p200>
- Brock, W. A., & de Lima, P. J. F. (1996). 11 Nonlinear time series, complexity theory, and finance. *Handbook of Statistics*. [https://doi.org/10.1016/S0169-7161\(96\)14013-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7161(96)14013-X)
- Chiou, W. J. P., Lee, A. C., & Chang, C. C. A. (2009). Do investors still benefit from international diversification with investment constraints? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 448–483. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2007.12.003>
- Christoffersen, P., Errunza, V., Jacobs, K., & Langlois, H. (2012). Is the potential for international diversification disappearing? a dynamic copula approach. *Review of Financial Studies*, 25(12), 3711–3751. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhs104>
- Delcours, N. (2010). Diversification Benefits: Correlation and Return Gaps. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, 2(3), 597–607. Retrieved from <http://search.proquest.com/docview/859435056?accountid=14723>
- Driessen, J., & Laeven, L. (2007). International portfolio diversification benefits: Cross-country evidence from a local perspective. *Journal of Banking and Finance*, 31(6), 1693–1712. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.006>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- Kempa, B., & Nelles, M. (2001). International correlations and excess returns in European stock markets: Does EMU matter? *Applied Financial Economics*, 11(1), 69–73. <https://doi.org/10.1080/09603100150210273>
- Mensah, J. O., & Premaratne, G. (2014). Exploring Diversification Benefits in Asia-Pacific Equity Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2530363>
- Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. (1990). Do Stock Prices Move Together Too Much? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 3324. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w3324> <http://www.nber.org/papers/w3324.pdf>